

Das Innovationsverhalten von Unternehmen und die Rolle der Forschungs– und Technologiepolitik

Ein Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades eines
Doktors der Wirtschaftswissenschaften
(Dr. rer. pol.)

durch den Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der
Universität Duisburg–Essen
Standort Essen

vorgelegt von

Name: Diplom–Volkswirt Dirk Czarnitzki

Ort: Essen

Essen 2004

Tag der mündlichen Prüfung: 24. Februar 2004

Erstgutachter: Prof. Dr. Kornelius Kraft

Zweitgutachter: Prof. Dr. Reinhold Schnabel

Vorwort

In dieser Arbeit werden verschiedene mikroökonometrische Analysen zum Innovationsverhalten von Unternehmen in Deutschland vorgestellt. Im Vordergrund steht dabei die Situation der ostdeutschen Wirtschaft im Zuge des Transformationsprozesses von einer Planwirtschaft in eine Marktwirtschaft nach der deutschen Wiedervereinigung im Jahr 1990. In den ökonometrischen Analysen wird insbesondere die Rolle der Forschungs- und Technologiepolitik für die FuE-Aktivitäten von Unternehmen berücksichtigt. Westdeutsche Firmen dienen in den meisten Fällen als Vergleichsgruppe, um die Lage der ostdeutschen Wirtschaft mit einer Referenzsituation zu beurteilen. Der Kern der Arbeit basiert auf ursprünglich eigenständigen Aufsätzen, die für diese Doktorarbeit überarbeitet und erweitert wurden. Es wird untersucht, in wie weit mögliche Finanzierungsrestriktionen die FuE-Aktivitäten der Unternehmen beeinflussen und ob die staatliche Innovationsförderung in diesem Zusammenhang eine Rolle spielt. Insbesondere fokussiert ein Teil der Studie auf eine Wirkungsanalyse der öffentlichen Forschungsförderung für Unternehmen, d.h. ob die staatlichen Maßnahmen positive Innovationsanreize bilden und die Forschungsaktivitäten stimuliert werden oder ob die Maßnahmen in Mitnahmeeffekten seitens der Unternehmen verpuffen. Schließlich wird am Schluss der Arbeit die Produktivitätsanpassung der ostdeutschen Unternehmen in Relation zu Westdeutschland untersucht. Es ist fraglich, ob zehn Jahre nach Wiedervereinigung noch eine Produktivitätslücke besteht und welche Faktoren diese beeinflussen.

Ich bedanke mich bei meinem Doktorvater Prof. Dr. Kornelius Kraft nicht nur für die Betreuung dieser Arbeit, sondern auch für die langjährige Unterstützung meiner wissenschaftlichen Ausbildung und für die gute Zusammenarbeit im Rahmen anderer Forschungsprojekte. Mein Dank gilt ebenso Prof. Dr. Reinhold Schnabel, der so freundlich war, sich für mein Promotionsvorhaben als Zweitgutachter zur Verfügung zu stellen. Ferner gilt mein besonderer Dank Dr. Georg Licht, der meine wissenschaftliche Arbeit im Rahmen meiner Tätigkeit am Zentrum für Europäische Wirtschaftsfor-

schung (ZEW) gefördert hat, und mir stets mit Rat und Tat zur Seite stand.

Schließlich danke ich allen anderen Kollegen und Freunden, die mir oft im Rahmen von Diskussionen weitergeholfen haben oder mich in anderer Form beim Erstellen dieser Arbeit unterstützt haben. Dazu gehören unter anderem Matthias Almus, Irene Bertschek, Thomas Cleff, Thorsten Doherr, Christina Elschner, Dirk Engel, Andreas Fier, Bernd Fitzenberger, Bronwyn H. Hall, Katrin Hussinger, Norbert Janz, Nora Külls, François Laisney, Stefan Leiderer, Christian Rammer und Alfred Spielkamp.

Januar 2004

Dirk Czarnitzki

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis	ix
Abbildungsverzeichnis	x
Abkürzungsverzeichnis	xi
1 Einleitung	1
2 Konzeptioneller Rahmen	5
2.1 Positive externe Effekte und die Aneignungsfähigkeit von Wissen	7
2.1.1 Staatliche Förderung von FuE	8
2.1.2 Andere Instrumente	9
2.2 Informationsmängel	13
2.2.1 Asymmetrische Information zwischen Inventor und externen Investoren	14
2.2.2 Moral Hazard durch die Trennung von Eigentümerschaft und Unternehmensleitung	15
2.3 Zusammenfassung des Kapitels	17
3 Eckdaten zum deutschen Innovationssystem	19
3.1 Ost- und Westdeutschland im Vergleich	19
3.1.1 Bruttowertschöpfung	19
3.1.2 Unternehmensbestand	22
3.1.3 Gründungen und Insolvenzen	24
3.2 Innovationsverhalten der Unternehmen	26
3.3 Forschungs- und Technologiepolitik in Deutschland	35
3.3.1 Die Entwicklung der FuE-Förderung von Unternehmen durch den Bund in der langfristigen Perspektive	36

3.3.2	Formen der staatlichen Finanzierung der FuE der Unternehmen durch den Bund	38
3.3.3	Thematische Schwerpunkte der direkten FuE-Förderung des Bundes an die Wirtschaft	43
3.3.4	Zur Rolle kleinerer und mittlerer Unternehmen in der direkten Projektförderung	46
4	Finanzrestriktionen bei FuE-Aktivitäten	49
4.1	Einleitung	49
4.2	Literatur zu Finanzierungsrestriktionen bei FuE-Aktivitäten .	51
4.3	FuE in Ost- und Westdeutschland in den neunziger Jahren .	57
4.4	Empirische Untersuchung	60
4.4.1	Daten und empirische Konzeption	62
4.4.2	Exkurs: Das Tobit-Modell	73
4.4.3	Schätzung der FuE-Gleichungen	76
4.4.4	Schätzung der Investitionsgleichungen	84
4.4.5	Simultane Schätzung der beiden Gleichungen	86
4.4.6	Zum Vergleich: FuE westdeutscher Großunternehmen .	91
4.4.7	FuE-Gleichung der gesamten Stichprobe	96
4.4.8	Modifikationen des Modells	97
4.5	Fazit dieses Kapitels	108
5	Quantitative Wirkungsanalysen öffentlicher Innovationsförderung	111
5.1	Einleitung	112
5.2	Der Kontext existierender Literatur	113
5.3	Ein Überblick alternativer Ansätze zur mikroökonomischen Evaluation	118
5.3.1	Differenz-der-Differenzen-Schätzer	122
5.3.2	Instrumentalvariablen-Schätzer	125
5.3.3	Selektionsmodelle	125
5.3.4	Matching	127

5.4	Anwendung des Matchingverfahrens für ostdeutsche Unternehmen	136
5.4.1	Datenbasis und verwendete Variablen	138
5.4.2	Ausgangssituation und Probit-Schätzung	142
5.4.3	Das Matching-Protokoll	148
5.4.4	Treatment-Effekt	150
5.5	Zum Vergleich: Empirische Analyse für Westdeutschland . . .	154
5.6	Fazit dieses Kapitels	160
6	Die ostdeutsche Produktivitätslücke	163
6.1	Einleitung	163
6.2	Literaturüberblick	166
6.3	Ökonometrische Methode	169
6.4	Empirie	171
6.4.1	Daten und empirische Konzeption	171
6.4.2	Basisanalyse	176
6.4.3	Basisanalyse — Nur junge Unternehmen	180
6.4.4	Erweiterte Analyse	182
6.4.5	Verschiedene Eigentumsstrukturen	184
6.5	Fazit dieses Kapitels	187
7	Fazit und Ausblick für weitere Forschung	191
	Literaturverzeichnis	197
	Eidesstattliche Erklärung	213

Tabellenverzeichnis

3.1	Unternehmensbestand im verarbeitenden Gewerbe	22
3.2	KMU in der direkten Projektförderung an die Wirtschaft in 2002	47
3.3	KMU in der direkten Projektförderung an die Wirtschaft in 2002 differenziert nach Ost- und Westdeutschland	48
4.1	Ausgaben für Innovationen, FuE-treibende Firmen und öffent- liche Förderung im produzierenden Gewerbe	58
4.2	Finanzierungsrestriktionen als Innovationshemmnis	59
4.3	Panelstruktur — Unt. des verarbeitenden Gew. bis 500 Besch.	61
4.4	Klassifikation der Wirtschaftszweige	63
4.5	Deskriptive Statistiken	64
4.6	LM-Tests auf Heteroskedastie in den FuE-Gleichungen	76
4.7	Westdeutschland: Schätzung der FuE-Gleichung	78
4.8	Ostdeutschland: Schätzung der FuE-Gleichung	79
4.9	Westdeutschland: Schätzung der FuE-Gleichung; Unt. mit höchstens 200 Mitarbeitern	81
4.10	Ostdeutschland: Schätzung der FuE-Gleichung; Unt. mit höchstens 200 Mitarbeitern	82
4.11	LM-Tests auf Heteroskedastie in den Investitionsgleichungen	86
4.12	Schätzung der Investitionsgleichungen	87
4.13	Simultane Schätzung der FuE- und Investitionsgleichung	90
4.14	Simultane Schätzung der FuE- und Investitionsgleichung mit Heteroskedastie	92
4.15	Panelstruktur der westdeutschen Großunternehmen	93
4.16	Deskriptive Statistiken: Westdeutsche Großunternehmen	93

4.17	LM-Tests auf Heteroskedastie: FuE westdeutscher Großunter- nehmen	94
4.18	Westdeutsche Großunternehmen: Schätzung der FuE-Gleichung	95
4.19	Westdeutsche KMU und Großunternehmen: Schätzung der FuE-Gleichung	98
4.20	Deskriptive Statistiken der neuen Variablen	100
4.21	Westdeutschland: Schätzung der modifizierten FuE-Gleichung	102
4.22	Ostdeutschland: Schätzung der modifizierten FuE-Gleichung .	104
4.23	Westdeutschland: Modifizierte Investitionsgleichungen	106
4.24	Ostdeutschland: Modifizierte Investitionsgleichungen	107
5.1	Mittelwertvergleiche der geförderten Firmen, Firmen der po- tenziellen Kontrollgruppe ohne Förderung und der gewählten Kontrollgruppe	143
5.2	Heteroskedastie- und Normalitätstests	144
5.3	Probitschätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeit	145
5.4	Kausaler Effekt bei FuE-Aktivitäten (622 Beobachtungen) . .	153
5.5	Schätzung der Förderwahrscheinlichkeit in Westdeutschland .	155
5.6	Westdeutschland: Mittelwertvergleiche vor dem Matching . . .	157
5.7	Westdeutschland: Mittelwertvergleiche nach dem Matching . .	159
6.1	Unternehmensstichprobe des verarbeitenden Gewerbes	171
6.2	Mittelwerte vor dem Matching	176
6.3	Mittelwerte nach dem Matching	177
6.4	Mittelwerte vor dem Matching — Junge Unternehmen	181
6.5	Mittelwerte nach dem Matching — Junge Unternehmen	181
6.6	Mittelwerte vor dem Matching: Erweiterte Analyse	183
6.7	Mittelwerte nach dem Matching: Erweiterte Analyse	184
6.8	Produktivitätslücke der ostdeutschen Firmen nach dem Mat- ching	185
6.9	Produktivität im Vergleich eigenständiger Firmen versus Gruppenmitgliedern vor dem Matching	186
6.10	Produktivität im Vergleich eigenständiger Firmen versus Gruppenmitgliedern nach dem Matching	187

Abbildungsverzeichnis

3.1	Wachstumsraten der Bruttowertschöpfung im produzierenden Gewerbe	20
3.2	Wachstumsraten der Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe und dem Bausektor	21
3.3	Unternehmensbestand im verarbeitenden Gewerbe (Index) . .	23
3.4	Gründungen und Insolvenzen in Deutschland	25
3.5	Anteile innovativer Unternehmen in Deutschland	30
3.6	Innovationsaufwendungen im verarbeitenden Gewerbe	32
3.7	Innovationsintensitäten im verarbeitenden Gewerbe	33
3.8	Anteile FuE-treibender an innovativen Unternehmen	34
3.9	Staatliche Finanzierung von FuE in der Wirtschaft in Deutschland 1981–1999	37
3.10	Staatliche Finanzierung von FuE in der Wirtschaft in ausgewählten OECD-Ländern 1999	39
3.11	Entwicklung der FuE-Förderung an die Wirtschaft differenziert nach Maßnahmearten 1980–1999	40
3.12	Umfang der indirekten FuE-Förderung des Bundes an die Wirtschaft 1980–1999 differenziert nach Ost- und Westdeutschland	41
3.13	Verschiedene Maßnahmen der indirekten FuE-Förderung des Bundes 1980–1999	42
3.14	Entwicklung der zivilen direkten Projektförderung an die Wirtschaft 1980–1999 nach Förderschwerpunkten	45
4.1	Histogramme der FuE-Tätigkeit, Stichprobe der FuE-treibenden Unternehmen in Westdeutschland	65

4.2	Histogramme der Investitionstätigkeit, Stichprobe Westdeutschland	85
5.1	Ostdeutschland: Häufigkeitsverteilung der <i>Unbounded Propensity Scores</i>	147
5.2	Ostdeutschland: Kerndichteschätzung der Verteilung der Propensity Scores nach dem Matching	151
5.3	Westdeutschland: Häufigkeitsverteilung der <i>Unbounded Propensity Scores</i>	156
5.4	Westdeutschland: Kerndichteschätzung der Verteilung der Propensity Scores nach dem Matching	158
6.1	Durchschnittliche Wertschöpfung im MIP	173
6.2	Wertschöpfung pro Beschäftigtem nach dem Matching nach Firmengröße, Wirtschaftszweigen und Region	178
6.3	Wertschöpfung pro Besch. von Innovatoren und Nichtinnovatoren	179

Abkürzungsverzeichnis

ABU	: Annahme der bedingten Unabhängigkeit
ATE	: <i>Average Treatment Effect</i>
BMBF	: Bundesministerium für Bildung und Forschung
BMVg	: Bundesministerium für Verteidigung
BMWA	: Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit
BMWi	: Bundesministerium für Wirtschaft
bzw.	: beziehungsweise
bspw.	: beispielsweise
ca.	: zirka
CIS	: Community Innovation Survey
DdD	: Differenz–der–Differenzen (Methode)
d.h.	: das heißt
DPMA	: Deutsches Patent- und Markenamt
EIMS	: European Innovation Monitoring System
et al.	: und andere
EU	: Europäische Union
FuE	: Forschung und Entwicklung
inkl.	: inklusive
IV	: Instrumentalvariablen (Methode)
Kap.	: Kapitel
KMU	: Kleine und mittlere Unternehmen
LATE	: <i>Local Average Treatment Effekt</i>
LM	: <i>Lagrange Multiplier</i>
LR	: <i>Likelihood Ratio</i>
Mio.	: Million
MIP	: Mannheimer Innovationspanel
ML	: <i>Maximum Likelihood</i>
Mrd.	: Milliarde
MTE	: <i>Marginal Treatment Effect</i>
NN	: <i>Nearest Neighbor</i> (Matching)
OECD	: Organisation for Economic Co–operation and Development
SBIR	: Small Business Innovation Research
TT	: <i>Average Treatment on the Treated Effect</i>
TU	: <i>Average Treatment on the Untreated Effect</i>
vgl.	: vergleiche
z.B.	: zum Beispiel
ZEW	: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung
€	: Euro

Kapitel 1

Einleitung

Seit der deutschen Wiedervereinigung befindet sich die ostdeutsche Wirtschaft im Übergang von einer Plan- in eine Marktwirtschaft. Im Jahr 1990 wurde die ostdeutsche Wirtschaft schockartig marktwirtschaftlichen Verhältnissen ausgesetzt. Der darauf folgende Anpassungsprozess war in den ersten Jahren bis ca. 1995 eine Übernahme marktwirtschaftlicher Strukturen bei den Institutionen und Unternehmen geprägt. Seither ist der Transformationsprozess vor allem durch Bemühungen gekennzeichnet, das Produktivitätsniveau und die Wettbewerbsfähigkeit der ostdeutschen Wirtschaft an das westdeutsche Niveau anzunähern. Dies ist seither eine der größten Herausforderungen für die deutsche Wirtschaftspolitik. Diese Arbeit untersucht die Auswirkungen eines wichtigen Bausteins der Wirtschaftspolitik: der Forschungs- und Technologiepolitik (FuT). Es wird den Fragen nachgegangen, inwieweit die FuT-Politik einen Einfluss auf privatwirtschaftliche Innovationsaktivitäten hat und die Innovationstätigkeit in der Wirtschaft stimuliert. Mehr Innovation soll unter anderem den Transformationsprozess der ostdeutschen Wirtschaft beschleunigen und die Produktivität in Ostdeutschland an das Niveau in Westdeutschland heranführen.

Die spezielle Situation Deutschlands seit der Wiedervereinigung eignet sich gut für die empirische Analyse dieser Fragen. Westdeutsche Unternehmen, die in einer über die Jahre hochentwickelten modernen Volkswirtschaft

agieren, können als “Benchmark” für die Bewertung der Lage in Ostdeutschland dienen, weil für beide Regionen gleiche Rahmenbedingungen, wie z.B. Rechtssystem und Sprache etc., gelten (vgl. Sinn und Sinn, 1991). So können durch Vergleiche der beiden Regionen Ost–West–Unterschiede herausgearbeitet werden, um so die Wirkung der FuT–Politik in Ostdeutschland besser einzuschätzen und zu beurteilen.

Im Jahr 1998 flossen mit rund € 1,3 Mrd. mehr als 17% der durch den Bund im Inland finanzierten Forschung und Entwicklung in die neuen Länder (vgl. BMBF, 2000: 29). Durch die langjährigen Anstrengungen der FuT–Politik, den Transformationsprozess zu beschleunigen, ist die Angleichung zwischen West- und Ostdeutschland im Bereich der FuE–Kapazitäten des Wissenschaftssektors (Hochschulen und außeruniversitäre Forschungseinrichtungen) bereits vollzogen. Schon 1997 entfielen laut dem Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland auf 1.000 Einwohner jeweils 2,1 FuE–Beschäftigte in Hochschulen und staatlich finanzierten Forschungseinrichtungen.¹ Der Forscher–Anteil am FuE–Personal beträgt an westdeutschen (ostdeutschen) Hochschulen knapp 45% (43%) (vgl. BMBF, 2000: 526). Im Wirtschaftssektor lagen noch große Unterschiede vor: Während das FuE–Personal in Westdeutschland 3,9 FuE–Beschäftigte pro 1.000 Einwohner betrug, lag diese Quote in Ostdeutschland mit 1,6 deutlich niedriger. Obwohl der Aufbau der wissenschaftlich–technischen Infrastruktur im Bereich der staatlich finanzierten Forschung im Wesentlichen abgeschlossen sei, “[...] sind aber weiterhin erhebliche Anstrengungen erforderlich, um den neuen Ländern die gleichen Entwicklungsmöglichkeiten zu geben, die von Seiten der alten Länder erwartet und realisiert werden” (BMBF, 2000: 29). Als weiteres Ziel der Forschungs- und Technologiepolitik steht der Aufbau einer

¹Definition des FuE–Personals in Vollzeitäquivalenten (vgl. OECD, 1993: 81ff, oder BMBF, 2000: 66). Erfasst werden unter dem Begriff FuE–Personal sowohl Forscher als auch technisches und sonstiges Personal inkl. Sekretariats- und Verwaltungspersonal. “Vollzeitäquivalent” bedeutet dabei, dass z.B. ein Hochschulprofessor nur anteilig mit der Zeit, die er/sie mit Forschungstätigkeiten verbringt, erfasst wird. Die Zeit für Lehr- und Verwaltungsaufgaben, die nicht in Beziehung zu Forschungstätigkeiten stehen, werden nicht als FuE interpretiert.

national und international konkurrenzfähigen Privatwirtschaft. Gegebene Strukturschwächen sollen weiter abgebaut werden.

In dieser Arbeit wird mit mikroökonomischen Methoden untersucht, ob und in welchem Umfang die Forschungs- und Technologiepolitik in den neunziger Jahren zu positiven Effekten bei FuE-Aktivitäten auf der Unternehmensebene beigetragen hat. Einerseits wird untersucht, ob Finanzierungsrestriktionen für Forschungsaktivitäten in Unternehmen vorlagen und welche Rolle öffentliche Subventionen für Innovationsprojekte dabei gespielt haben. Wirken sich finanzielle Zuschüsse, die im Rahmen der Innovationsförderung bewilligt werden, positiv auf die Höhe der privaten Investitionen in FuE aus? Oder werden die privaten Mittel, die für solche Aktivitäten vorgesehen waren, durch öffentliche Gelder substituiert, sodass die erwünschte Wirkung der Forschungs- und Technologiepolitik in Mitnahmeeffekten verpufft? Vor dem Hintergrund der durchgeführten Anstrengungen der FuT-Politik wird im Anschluss untersucht, ob Innovationen den ostdeutschen Unternehmen auch zu Produktivitätszuwächsen verhelfen und die Angleichung an westdeutsche Standards beschleunigen. In welchem Ausmaß fand eine Entwicklung der Produktivitätsanpassung statt? Haben ostdeutsche Firmen immer noch mit einem Produktivitätsrückstand zu kämpfen?

Gang der Untersuchung

Im folgenden Kapitel wird ein theoretischer Rahmen für die hier durchgeführten empirischen Analysen abgesteckt. Es wird beschrieben, aus welchen Gründen ein Marktversagen bei Investitionen in FuE-Aktivitäten auftreten kann, und wie in diesem Zuge Staatseingriffe gerechtfertigt werden. Im dritten Kapitel folgt ein Überblick zur Situation der ost- und westdeutschen Wirtschaft. Außerdem wird die Datenbasis der Arbeit, das Mannheimer Innovationspanel (MIP), vorgestellt. Dies erfolgt einerseits, um dem Leser einige Eckdaten des deutschen Innovationssystems vorzustellen und andererseits um die Datenbasis zu beschreiben, die in den darauf folgenden empirischen Analysen hauptsächlich genutzt wird. Ferner werden die bestehenden Angebote

der deutschen Forschungs- und Technologiepolitik zur Förderung der Innovationsaktivitäten der Wirtschaft erläutert. Das vierte Kapitel stellt eine Analyse zur Existenz möglicher Finanzierungsrestriktionen für FuE-Aktivitäten, insbesondere bei KMU, vor. Dabei wird die öffentliche Forschungsförderung explizit berücksichtigt. Das fünfte Kapitel greift die spezielle Problematik einer möglichen Selektionsverzerrung bei Wirkungsanalysen der Teilnahme an öffentlichen Innovationsprogrammen auf, und stellt ein ökonometrisches Verfahren vor, das nicht-parametrische Matching, mit dem Selektionsprobleme berücksichtigt werden können. Es wird der Frage nachgegangen, ob der Erhalt von Subventionen zum *Crowding Out* der privaten Mittel führt. Das sechste Kapitel untersucht, wie sich der Produktivitätsrückstand ostdeutscher Unternehmen unter der Berücksichtigung des Faktors Innovation über die Zeit entwickelt hat, und ob in der jüngeren Vergangenheit noch eine Produktivitätslücke vorliegt. Ferner werden weitere Determinanten gesucht, die einen Einfluss auf die mögliche Produktivitätslücke haben. Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung und einem Ausblick für weitere Forschung auf den behandelten Gebieten.

Kapitel 2

Konzeptioneller Rahmen

Staatseingriffe im FuE-Bereich werden im Wesentlichen über verschiedene Formen des Marktversagens begründet, die zu einer in Hinblick auf die Maximierung sozialer Erträge suboptimalen privaten Mittelallokation für FuE führen. Allgemein kann das Marktversagen unter drei Oberbegriffen subsummiert werden (vgl. z.B. Fritsch et al., 1999, Klodt, 1995):

1. *(Positive) externe Effekte*

Eine nicht vollkommene Aneignungsfähigkeit des im Rahmen von Forschungsvorhaben produzierten Know-Hows führt zu einer Unterversorgung von FuE in der Gesellschaft. Dieses Argument wird am häufigsten als Rechtfertigung für den Staatseingriff herangezogen und wird im Abschnitt 2.1 detaillierter beschrieben.

2. *Unteilbarkeiten*

Unteilbarkeiten resultieren vor allem daraus, dass die Kapazität bestimmter Ressourcen aufgrund von technischen Gegebenheiten nur in größeren Sprüngen variiert werden kann (z.B. Kraftwerke, Straßen, Schienenwege). Dieses Argument trifft für FuE im Wirtschaftssektor aber nur bedingt zu. In Bereichen, in denen Unteilbarkeiten auftreten, wie z.B. in der Kernenergieforschung oder Grundlagenforschung, betreibt der Staat eigene Forschungseinrichtungen, wie z.B. die Großforschungseinrichtungen der Helmholtz-Gemeinschaft, um solchen Unteilbarkeiten zu begegnen. Allerdings können technologisch notwendige Mindestgrößen von FuE-Projekten, z.B. aufgrund einer notwendigen

Labor–Infrastruktur, bei kleineren Unternehmen als Einstiegshemmnis wirken, da sie deren Fixkostenbelastung beträchtlich erhöhen würden und zu nicht wettbewerbsfähigen Kostenstrukturen führen könnten. Diesem Umstand wird im Folgenden durch die konsequente Berücksichtigung von Größeneffekten in der FuT–Politik Rechnung getragen.

3. Informationsmängel

Durch asymmetrische Information kann eine Finanzierungslücke entstehen, wenn Innovator und Investor verschieden sind, da es zu einer Diskrepanz zwischen der privaten Ertragsrate und den Kapitalkosten kommt (vgl. Hall, 2002). Dieser Grund des Marktversagens wird zur Förderung von FuE bei KMU als Rechtfertigung für einen Staatseingriff verwendet. Dieses Argument wird in Abschnitt 2.2 diskutiert.

Zwar sind die Unterinvestitionsargumente bezüglich FuE in der Literatur die vorherrschende Meinung, aber es gibt auch Erklärungsansätze, die zu einer Überinvestition in FuE in der Gesellschaft führen können. So zeigen Dasgupta und Stiglitz (1980) im Rahmen eines Oligopolmodells, dass es durch parallele FuE–Aktivitäten von Firmen zu duplizierender Forschung kommen kann. In diesem Fall werden die Ressourcen für FuE nicht optimal alloziert. Zu dieser Situation kommt es im Modell von Dasgupta und Stiglitz wie folgt: Es wird ein Cournotscher Mengenwettbewerb im Oligopol mit freiem Marktzutritt modelliert. FuE–Tätigkeit führt zu einer Innovation, die eine Kostenreduktion induziert. Bei einer sehr unelastischen Nachfrage und der Existenz vieler Firmen kann es dann im Gleichgewicht zu *excessive duplication* kommen. Allerdings ist dies nur ein Spezialfall unter zahlreichen anderen Situationen, die von Dasgupta und Stiglitz diskutiert werden. Die Autoren weisen zwar darauf hin, aber schlussfolgern letztendlich unter Berücksichtigung aller diskutierten Szenarien, dass in einer Marktwirtschaft per se zu wenig innoviert wird.

2.1 Positive externe Effekte und die Aneignungsfähigkeit von Wissen

Eine Investition in FuE kann als die Produktion von Wissenskapital einer Firma interpretiert werden, um neue Produkte herzustellen, neue Verfahren zu entwickeln oder neue Dienstleistungen zu erbringen. Der Umfang, in dem eine Firma von ihren Investitionen in Wissenskapital profitieren kann, verursacht ein ökonomisches Dilemma in einer Marktwirtschaft. Das Ausmaß, in dem das Wissen nicht geheim gehalten werden kann, stellt Erträge der Investition dar, die sich die investierende Firma nicht selbst aneignen kann. So können z.B. auf Basis dieses neuen Wissens weitere Innovationen durch Dritte entstehen, aber die Erträge solcher nachfolgenden Entwicklungen kommen dem ursprünglichen Inventor nicht mehr zu Gute. Aufgrund von positiven Externalitäten von Investitionen in Wissenskapital werden Firmen aus gesellschaftlicher Sicht nur unzureichend in FuE investieren. Dieses Argument der mangelnden Aneignungsfähigkeit geht zurück auf Nelson (1959) und Arrow (1962). Das nicht-aneignungsfähige Wissen führt durch Diffusionsprozesse im Zeitverlauf nicht nur zu weniger originären Innovationen, sondern insbesondere zu Imitationen, welche die Erträge der ursprünglichen Innovationen reduzieren. Mansfield et al. (1981) und Levin et al. (1987) haben gezeigt, dass die Imitation einer Invention nicht kostenlos ist, sondern durchschnittlich zwischen 50 und 75% der Entwicklungskosten der ursprünglichen Invention betragen kann. Diese Tatsache lindert zwar das Unterinvestitionsproblem, eliminiert es aber nicht. Einige Arbeiten (z.B. Griliches, 1992, oder Hall, 1996) weisen auch empirische Evidenz für die Hypothese der positiven Externalitäten von FuE nach. Diese Studien zeigen, dass die gesellschaftlichen Erträge größer sind als die privaten.

Für die Wirtschaftspolitik ergibt sich aus der Argumentation über positive externe Effekte Handlungsbedarf (vgl. zur allgemeinen Diskussion wirtschaftspolitischer Maßnahmen bei externen Effekten z.B. Fritsch et al., 1999, Kap. 4 bis 6). Investitionen in FuE können durch Staatseingriffe stimuliert werden, sodass ein gesellschaftlich optimales Niveau erreicht werden kann.

Dazu stehen dem Staat eine Palette von Instrumenten zur Verfügung, wie

- die finanzielle Förderung von FuE durch Zuschüsse, zinsbegünstigte Kredite, Beteiligungen oder Kreditbürgschaften;
- die Einführung eines Rechtsschutzsystems für geistiges Eigentum (Patentsystem);
- Steueranreize für FuE-Aktivitäten;
- die Anregung von Forschungsk Kooperationen zwischen Unternehmen;
- die Finanzierung öffentlicher Forschungseinrichtungen als Wissensbasis für Unternehmen inklusive der Förderung des Wissens- und Technologietransfers.

2.1.1 Staatliche Förderung von FuE

In dieser Arbeit steht die Analyse der direkten staatlichen FuE-Förderung in der Privatwirtschaft im Vordergrund. Durch gezielte Staatseingriffe sollen so die privaten Kosten von Innovationsprojekten gesenkt werden. Geht man beispielsweise davon aus, dass Unternehmen eine Vielzahl von Forschungsvorhaben zur Auswahl haben, werden diese nur solche tatsächlich durchführen, deren erwarteten Erträge positiv sind (vgl. z.B. David et al., 2000). Möglicherweise werden daher zahlreiche Forschungsprojekte, die zwar hohe gesellschaftliche Erträge in Aussicht stellen, nicht unternommen, weil die privaten Erträge des innovierenden Unternehmens die privaten Kosten nicht decken. Dies ist ein Ansatzpunkt für den Staat, um die Wohlfahrt “präventiv” zu steigern. Im Idealfall werden durch eine gezielte Förderung solche Projekte auch privat profitabel und die FuE-Tätigkeit in der Volkswirtschaft erreicht das gesellschaftliche Optimum.

Das immanente Problem eines derartigen Staatseingriffes ist das sogenannte Trittbrettfahrerproblem (vgl. z.B. Fritsch et al., 1999: 103f). Gibt es seitens des Staates ein Angebot von Programmen zur Förderung von Innovationsaktivitäten, entstehen für Unternehmen Anreize, für beliebige Forschungs-

vorhaben öffentliche Gelder zu beantragen. Im Extremfall für alle Projekte, die auch ohne staatliche Förderung durchgeführt worden wären. In diesem Fall käme es zu einem vollständigen *crowding-out* zwischen den staatlichen Subventionen und den privat finanzierten Investitionen. Die Maßnahmen der Forschungs- und Technologiepolitik würden so in reinen Mitnahmeeffekten verpuffen und netto zu keiner Erhöhung der FuE-Aktivitäten in der Gesellschaft führen. David et al. (2000) geben einen Überblick über existierende Studien zur Analyse des crowding-out Effektes zwischen privat und öffentlich finanzierter FuE.

2.1.2 Andere Instrumente

Die anderen Instrumente, wie das Patentsystem, Steuervergünstigungen und die Förderung von Kooperationen seien zur Vollständigkeit noch erwähnt, obwohl sie in dieser Arbeit nicht weiter analysiert werden.

Patentsystem

In einer modernen Volkswirtschaft im Strukturwandel von einer Industriegesellschaft zu einer Wissensgesellschaft ist ein Rechtsschutzsystem für geistiges Eigentum unabdingbar, um Anreize zu erhalten, überhaupt in Wissen anstatt in Sachkapital zu investieren. Arrow (1962) hat bereits die Grenzen solcher Schutzsysteme aufgezeigt:

Kein noch so guter Rechtsschutz kann ein so immaterielles Gut wie Wissen oder Informationen vollkommen aneignungsfähig machen. Der Nutzen von Informationen besteht darin, sie zu enthüllen, zumindest zum Teil. Personalmobilität zwischen Unternehmen ist eine Möglichkeit der Informationsverbreitung. Gesetzlich gewährte Eigentumsrechte können nur teilweise ein Hemmnis darstellen, da offensichtlich große Schwierigkeiten darin bestehen, etwas wie Informationen klar zu beschreiben oder zu definieren und diese von ähnlich beschaffenem Wissen abzugrenzen. (Übersetzt nach Arrow, 1962: 615)

Obwohl hier Imitationen nicht explizit genannt werden, liegt das Problem auf der Hand: Beispielsweise kann die gängige Praxis des sogenannten *Reverse Engineering* durch Patente, die einem neuen Produkt zugrunde liegen, kaum vermieden werden. Unter reverse engineering versteht man die Nachahmung eines Produkts anhand des Originals — eine “rückwärtige Konstruktion” oder “Rückwärtsentwicklung”. Inkrementelle Veränderungen am ursprünglichen Produkt führen dazu, dass der rechtliche Anspruch auf das Eigentumsrecht verloren geht. Anhand von Arrow (1962) wird deutlich, dass weder Subventionen noch ein gesetzliches Schutzsystem allein das Marktversagen vollständig beseitigen können. Nur eine Verzahnung der verschiedenen Instrumente wird in der Realität zu einem gewünschten, wohlfahrtserhöhenden Ergebnis führen.¹

Steuervergünstigungen

FuE-Steuervergünstigungen sind indirekte Subventionen, die FuE-treibenden Unternehmen gewährt werden. So wird der Preis jeder durchgeführten Einheit FuE relativ zu anderen Investitionen geringer. Dieses Instrument wird in Deutschland seit 1992 nicht mehr angewendet, aber in anderen Ländern werden derartige Steuerfreibeträge gewährt. Hall und van Reenen (2000) diskutieren eine Reihe ökonometrischer Studien zu den Auswirkungen von Steuervergünstigungen für FuE-Aktivitäten. Obwohl bisherige Studien aufgrund der verwendeten Methoden nach ihrer Meinung kein komplettes Bild der Wirkungen zeichnen können, ist die Schlussfolgerung aufgrund der aktuellen Literatur, dass eine Geldeinheit Steueranrechnung für FuE-Aufwendungen eine zusätzliche Geldeinheit an FuE-Aufwendungen induziert. Aktuelle Diskussionen im Rahmen der FuT-Politik zu den Trends bezüglich Steuervergünstigungen für FuE findet sich in OECD (2002) sowie in van Pottelsberghe et al. (2003).

¹Zu den Anreizwirkungen des Patentschutzes zur Durchführung von FuE vgl. z.B. Stadtmann (1998), Gallini und Scotchmer (2002) oder Martin (2002: 445ff).

Forschungsk Kooperationen und Wissens- und Technologietransfer öffentlicher Forschungseinrichtungen

FuE-Kooperationen sind auf seiten der Unternehmen eine Möglichkeit entstehende positive externe Effekte zu internalisieren. Vgl. d’Aspremont und Jaquemin (1988) sowie Kamien et al. (1992) für theoretische “Pionierarbeiten” zu diesem Thema, sowie Hagedoorn et al. (2000) für einen Überblick. Hinlopen (1997, 2000) analysiert theoretisch die Wirkung von Subventionen für FuE-Kooperationen. Hall (2002) nennt FuE-Kooperationen als Instrument der FuT-Politik das Marktversagen zu umgehen, und weist dabei auf die Möglichkeit hin, solche Bündelungen von Kompetenzen bei Unternehmen durch entsprechende Politiken anzuregen.

Die Förderung kooperativer Forschung ist seit den fünfziger Jahren eines der Kernstücke staatlicher FuE-Politik. FuE-Kooperationen werden als eine Teilmenge der direkten Subventionierung der Unternehmen verstanden. Anstatt der direkten Argumentation der Internalisierung externer Effekte steht für die Politik eine Kompetenzbündelung und Spillover-Effekte im Sinne von Wissensaustausch im Vordergrund: “Vernetzung und Kooperation spielen bei der Lösung komplexer technologischer Fragestellungen eine immer größere Rolle. Daher wird ein erheblicher Teil der Forschungsvorhaben als ‘Verbundprojekte’ gefördert, in denen mehrere Akteure unter dem Aspekt des Wissens- und Technologietransfers arbeitsteilig zusammenwirken” (BMBF und BMWi, 2001: 5). Ein wichtiger Aspekt der kooperativen Forschung ist nicht nur die Vernetzung von Unternehmen sondern auch der Wissens- und Technologietransfer zwischen öffentlichen Forschungseinrichtungen und Unternehmen (vgl. z.B. Schmoch et al., 2000).

Jüngere Beispiele für empirische Arbeiten zu FuE-Kooperationen sind Cassiman und Veugelers (2002), die Spillovers in Belgien analysieren, sowie Branstetter und Sakakibara (2002), die öffentlich geförderte FuE-Konsortien japanischer Unternehmen untersuchen. Sie zeigen, dass solche Konsortien mehr Patente (in den USA) anmelden als andere Unternehmen und schließen auf

positive Spillover-Effekte. Für Deutschland analysieren Czarnitzki und Fier (2003) die Entwicklung der FuT-Politik in den achtziger Jahren, in denen die Einzelprojektförderung im Vordergrund stand, und in den neunziger Jahren, in denen die Verbundförderung mehr und mehr an Bedeutung als Instrument der FuE-Förderung gewann. Es wird gezeigt, dass Unternehmen, die in öffentlichen FuE-Netzen engagiert sind — ebenso wie die japanischen Unternehmen in der Studie von Branstetter und Sakakibara — einen höheren Forschungsoutput erzielen als andere Unternehmen. Sie weisen höhere Patentierungsaktivitäten auf.

Gründe des Marktversagens in Ostdeutschland

Für Ostdeutschland sind die angeführten Gründe des Marktversagens insbesondere relevant, da die seit der Wiedervereinigung neu gegründeten Unternehmen über keinen oder nur einen geringen FuE-Stock verfügen, und sich daher in besonderem Maße Marktzutrittsbarrieren hinsichtlich neuer FuE-Aktivitäten gegenüber sehen. Dieser Effekt wird durch die vorwiegend geringen Unternehmensgrößen verstärkt. Wegen ihrer geringen Absorptionskapazität können die nur sehr eingeschränkt von bestehenden Ressourcen externen Wissens profitieren, d.h. FuE-Aktivitäten ermöglichen nicht nur Innovationen, sondern auch die Fähigkeit der Firmen Wissen, dass in externen Ressourcen verfügbar ist, zu identifizieren, aufzunehmen und zu verwerten. Das Konzept der Absorptionskapazität umfasst nicht nur Fähigkeit Prozesse oder Produkte zu imitieren. Es beinhaltet auch die Begabung sich Wissen aus der Grundlagenforschung anzueignen, um es als Basis für eigene angewandte und experimentelle Forschungsvorhaben einzusetzen (vgl. Cohen und Levinthal, 1989: 569f). Außer den Nachteilen durch hohe Marktzutrittsbarrieren und eine geringe Wissensbasis verfügen die ostdeutschen Unternehmen nur über geringe finanzielle Ressourcen, um einen Wissensabfluss über Köpfe (Personalabbau) zu verhindern. Um die vorhandenen FuE-Kapazitäten in den ostdeutschen Unternehmen zu erhalten, die Wissensbasis der Unternehmen zu erhöhen, und eine ausreichende Absorptionsfähigkeit in den Unternehmen aufzubauen, reagierte der Staat nach der Wiedervereinigung durch verstärkte Maßnahmen im Bereich der FuT-Politik. Auf der rechtlichen Grundlage des

Einigungsvertrages von 1990, in dem das Ziel einer einheitlichen Forschungslandschaft für das vereinigte Deutschland formuliert wurde, wurden bekanntlich in einem ersten Schritt alle zu diesem Zeitpunkt bestehenden forschungspolitischen Maßnahmen des Bundes für ostdeutsche Unternehmen geöffnet. Darüber hinaus wurden mehrere neue Spezialprogramme der wirtschaftsbezogenen Forschungs- und Innovationsförderung aufgelegt (vgl. Spielkamp et al., 1998: 93ff, oder DIW, 2001: 15ff, für Übersichten der Programme). Aufgrund der geringen Wissenskapitalausstattung der ostdeutschen Unternehmen lag ein Schwerpunkt der FuT-Politik auf der Gründung und Förderung öffentlicher Forschungseinrichtungen in den neuen Ländern, um Grundlagenwissen in breiter Form bereitzustellen. Dies sollte durch gezielte Maßnahmen zum Wissens- und Technologietransfer in die Wirtschaft übertragen werden. So wurden beispielsweise zahlreiche Agenturen für Technologietransfer und Innovationsförderung (ATI) aufgebaut, die vor allem für kleine und mittlere Unternehmen umfangreiche Beratungsdienstleistungen übernehmen sollten (vgl. Spielkamp et al., 1998: 93).

2.2 Informationsmängel

Ein weiterer Grund, der die Wahrscheinlichkeit zur Unterinvestition in Innovationen erhöht, wird ebenfalls von Arrow (1962) beschrieben. Wenn Innovator und Investor verschieden sind, entsteht zusätzlich zu den oben genannten Problemen der unvollkommenen Aneignungsfähigkeit von FuE eine andere Finanzierungslücke: Oft gibt es einen (großen) Unterschied zwischen der erwarteten privaten Ertragsrate einer Firma, die aus internen Mitteln investiert, und dem von externen Investoren geforderten Zins für bereitgestelltes Kapital. Weil die Investoren nicht in der Lage sind, gute von schlechten Projekten (hinsichtlich des Risikos) zu unterscheiden, verlangen sie einen Risikoaufschlag auf den "normalen" Zins. Zusätzlich können Sicherheiten verlangt werden, um das Kreditausfallrisiko zu beschränken. Wenn der Inventor nicht vermögend ist bzw. Firmen bereits profitabel sind, werden einige Innovationen nicht entstehen, weil die Kosten für externes Kapital zu hoch sind. Hall (2002) diskutiert theoretische und empirische Literatur aus verschie-

denen Ländern zu diesem Thema. Aus ihrer Sicht gibt es im Wesentlichen zwei potenzielle Gründe für die externe Finanzierungsproblematik bei FuE-Aktivitäten:

- Asymmetrische Informationen zwischen Inventor und Investor und
- *Moral Hazard* durch die Trennung von Eigentümerschaft und Unternehmensleitung.

2.2.1 Asymmetrische Information zwischen Inventor und externen Investoren

Das Problem der Informationsasymmetrie lässt sich wie folgt skizzieren: Der Innovierende hat bessere Informationen über die eigene Forschungstätigkeit, d.h. auch über das Risiko. In diesem Fall entspricht die Finanzierung von FuE Akerlof's (1970) Beispiel, dem *Market for Lemons*. Die Investoren, z.B. Banken, haben Schwierigkeiten, gute Risiken von "Zitronen" zu unterscheiden und veranschlagen deshalb ein *Lemons' Premium*, d.h. einen Aufschlag für risikoreiche Aktivitäten. Durch diesen Aufschlag werden die Kosten für Risikokapital höher sein als für konventionelle Investitionen.

Sunk Costs stellen in diesem Zusammenhang einen weiteren Grund für die öffentliche Förderung dar, insbesondere für kleine und mittlere Unternehmen (KMU): Banken und andere Gläubiger bevorzugen physisches (Anlage-) Vermögen als Kreditsicherheit und lehnen Projekte ab, die vor allem Investitionen in FuE, also immaterielles Kapital, beinhalten. Vermögen, dessen Wert in einer alternativen Verwendung ähnlich hoch ist wie in seiner derzeitigen, eignet sich besser für eine Kreditfinanzierung (Williamson, 1988). Daher sind Investitionen für Sachkapital einfacher über Kredite zu finanzieren als Investitionen in die Schaffung von Wissen. Alderson und Betker (1996) haben festgestellt, dass Liquidationskosten und FuE positiv korrelieren. Folglich sind die Sunk Costs von Investitionen in FuE höher als die von Investitionen in Sachkapital. Da die Eintrittsbarrieren durch Sunk Costs vermutlich negativ mit der Firmengröße korreliert sind, stellt die öffentliche Förderung eine Möglichkeit dar, Sunk Costs zu reduzieren und so

die Wahrscheinlichkeit der Realisation von FuE-Tätigkeiten insbesondere in KMU zu erhöhen.

Diese Argumente werden als Rechtfertigung staatlicher Eingriffe in den Markt für FuE-Aktivitäten angeführt. Während bei öffentlicher Finanzierung von Grundlagenforschung, neuen Technologien oder möglicher zukünftiger Schlüsseltechnologien gewöhnlich auf die positiven externen Effekte verwiesen wird, stellt das Argument der Diskrepanz interner und externer Kapitalkosten einen Grund dar, auch angewandte FuE insbesondere in KMU zu unterstützen. KMU könnten von FuE-Tätigkeiten abgehalten werden, weil interne Mittel nicht vorhanden sind und das Kapital von externen, privaten Investoren teuer ist, da Investitionen wie risikoreiche FuE-Projekte schwierig zu besichern sind. Ebenso spielt das Argument der hohen Fixkosten wegen Mindestgrößen von FuE-Vorhaben bei KMU eine Rolle.

In Ostdeutschland tritt diese Finanzierungsproblematik wegen der kleinbetrieblichen Struktur in besonderem Maße auf. Ferner bestehen hohe Informationsasymmetrien zwischen den Unternehmen und potenziellen Investoren, weil die neugegründeten Unternehmen über keine "Geschichte" verfügen aus der ein potenzieller Finanzier Informationen über Erfolgs- bzw. Ertragserwartungen einer Investition gewinnen kann. Der Staat begegnet dieser Problematik durch spezielle Innovationsprogramme in Form von geförderten Darlehen, Beteiligungen und Venture-Capital (vgl. DIW, 2001: 21ff).

2.2.2 Moral Hazard durch die Trennung von Eigentümerschaft und Unternehmensleitung

Als zweites Argument zum Thema Informationsmängel nennt Hall (2002) die *Moral-Hazard*-Problematik: In modernen Unternehmen liegt häufig eine Trennung zwischen Eigentümerschaft und Unternehmensleitung vor. Dies führt zu einem Prinzipal-Agenten Problem, wenn sich die Ziele der beiden Gruppen unterscheiden. Insbesondere könnten langfristige Investitionspro-

jekte aus diesem Grund weniger oder gar nicht mehr vorgenommen werden. Während die Eigentümer ihren Gewinn, d.h. den Wert ihrer Unternehmensanteile maximieren möchten, handelt der Manager eigennützig und optimiert sein persönliches Einkommen (monetäres und nicht-monetäres). Hall prüft, ob es durch die Trennung von Management und Eigentümerschaften zu weiteren Argumenten hinsichtlich der Finanzierungslücke (Für oder Wider) kommen kann. Sie identifiziert zwei Szenarien, die nebeneinander bestehen können:

- (a) Die Tendenz der Manager in Aktivitäten zu investieren, die ihnen zu Gute kommen, spricht für mehr FuE-Aktivitäten als in eigentümergeleiteten Firmen. Sind beispielsweise ihre Gehälter firmengrößenabhängig, werden Manager das Unternehmenswachstum über das gewinnoptimale Maß hinaus forcieren. Viele risikoreiche FuE-Vohaben durchzuführen, die hohes Wachstumspotenzial versprechen, könnten z.B. eine Strategie darstellen, um das Wachstum zu vergrößern. Das Scheitern solcher Projekte würde auf Seiten der Eigentümer Gewinneinbußen verursachen oder könnte im Extremfall sogar den Bankrott der Firma bedeuten. Zusätzlich zum Gehaltsargument kommen in diesem Sinne auch persönliche Ansprüche wie Prestige und Macht, die mit dem Unternehmenswachstum verknüpft sind.
- (b) Gegen ein solches Managementverhalten spricht das Argument der Risikoaversion. FuE-Projekte sind risikoreich, und können daher auch zum Verfehlen der Zielvorgaben der Eigentümer führen. In diesem Fall droht dem betroffenen Manager nicht nur ein Gehaltsrückgang, sondern im schlimmsten Fall sogar ein Arbeitsplatzverlust. Daher führt die Risikoaversion zu geringeren FuE-Aktivitäten in manager-geleiteten Unternehmen. Falls die Risikoaversion das Wachstumsargument überwiegt, würde die Trennung von Eigentum und Unternehmensleitung zu weniger Investitionen in FuE führen.

Auf diesen theoretischen Zusammenhang aufbauend untersuchte Kraft (1989) die Beziehung zwischen Unternehmensleitung und Innovationserfolg.

Der Innovationserfolg wurde gemessen als Anteil des Umsatzes am Gesamtumsatz, der mit neuen Produkten erzielt wird, die in den vergangenen fünf Jahren entwickelt wurden. Kraft findet folgendes Resultat: Hält das Management mindestens 25% des Kapitals einer Firma, so erwirtschaftet diese höhere Umsatzanteile mit innovativen Produkten. Dieses Resultat ist ein Indiz für die Risikoaversion der Manager ohne eigene Kapitalbeteiligung. Allerdings verfügte Kraft (1989) lediglich über ein Sample von 57 Unternehmen der metallverarbeitenden Industrie, die nicht zu den innovationsintensiven Wirtschaftszweigen zu zählen ist. Czarnitzki und Kraft (2003a) untersuchen FuE-Aufwendungen mit einer großen Unternehmensstichprobe des MIPs. Czarnitzki und Kraft (2001, 2003b) analysieren den Umsatzanteil mit neuen Produkten bzw. Marktneuheiten, einerseits mit knapp 500 Beobachtungen von Unternehmen aus sieben europäischen Ländern aus fünf Wirtschaftszweigen, und andererseits mit einer MIP-Stichprobe von über 2.000 Beobachtungen deutscher Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes. Alle drei Studien kommen im Unterschied zu Kraft (1989) zu dem Ergebnis, das managementgeleitete Unternehmen mehr innovieren als eigergeleitete Firmen.

Ein Fazit für politische Interventionen lässt sich nach Hall's (2002) Meinung aufgrund des Moral-Hazard nicht ziehen. Der einzige Schluss ist, dass die bereits aufgeführten Gründe für Marktversagen auch im Fall der Trennung von Eigentümerschaft und Management bestehen bleiben und nicht obsolet werden.

2.3 Zusammenfassung des Kapitels

In diesem Kapitel wurde ein theoretischer Rahmen zu den verschiedenen Aspekten des Marktversagens bei FuE aufgespannt. Dazu zählen die mangelhafte Aneignungsfähigkeit von Erträgen eigener Forschungsergebnisse, Finanzierungsprobleme aufgrund von asymmetrischer Information sowie aufgrund von Unteilbarkeiten bei FuE-Vorhaben. Darüberhinaus wurden mögliche Politikansätze diskutiert, um diesem Marktversagen entgegen-

zuwirken und der Untersuchungsgegenstand der vorliegenden Arbeit in diesem Rahmen eingegrenzt. Primär wird die Wirkung direkter staatlicher Förderung von privaten FuE-Aktivitäten untersucht.

Neben den positiven externen Effekten von FuE wurde in diesem Zusammenhang auch das Problem der externen Kapitalbeschaffung aufgegriffen. Durch asymmetrische Information zwischen Inventor und Investor kann es neben den Internalisierungsschwierigkeiten der externen Effekte zu weiterem Marktversagen kommen. Banken und andere externe Finanziers scheuen möglicherweise riskante Investitionen in FuE-Aktivitäten was insbesondere für kleine und mittlere Unternehmen zu Finanzierungsrestriktionen führen kann, weil diese oft keine adäquaten Sicherheiten bieten können. Ferner spielt das Argument erhöhter Fixkosten bei der Durchführung von FuE gerade für KMU eine wichtige Rolle, da dies zu nicht wettbewerbsfähigen Kostenstrukturen führen könnte und KMU daher auf eigene FuE verzichten.

Kapitel 3

Eckdaten zum deutschen Innovationssystem

In diesem Kapitel wird zunächst die allgemeine Situation der Wirtschaft in den neuen und alten Bundesländern in den neunziger Jahren beschrieben. Dazu wird insbesondere das Mannheimer Innovationspanel des verarbeitenden Gewerbes vorgestellt, welches in den folgenden Kapiteln als Datenbasis für mikroökonomische Analysen dient. Die anschließende deskriptive Darstellung von Rahmendaten der Forschungs- und Technologiepolitik in Deutschland hat zum Ziel, dem Leser einen Eindruck von den verschiedenen, angewandten Instrumenten zu vermitteln.

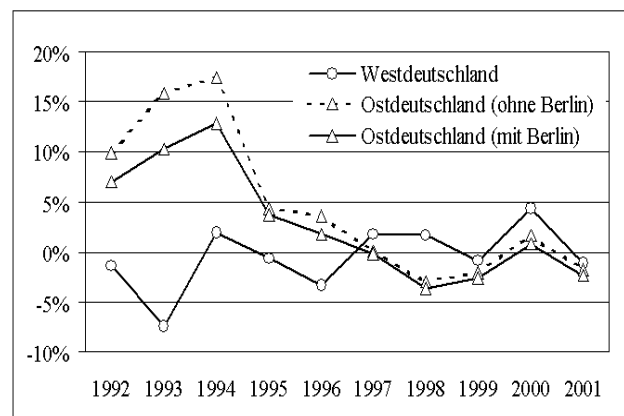
3.1 Ost- und Westdeutschland im Vergleich

3.1.1 Bruttowertschöpfung

Die optimistische Hypothese, dass nach der deutschen Wiedervereinigung in Ostdeutschland wie in Westdeutschland nach dem zweiten Weltkrieg ein zweites “Wirtschaftswunder” auftreten würde, wurde nach zehn Jahren falsifiziert. War das Produktivitätswachstum des produzierenden Gewerbes in den ersten Jahren noch groß, fielen die Wachstumsraten 1995 unter die Westdeutschlands und sind seitdem auf niedrigem Niveau geblieben (siehe Abbildung 3.1). Der Aufholprozess der ostdeutschen Wirtschaft stagniert

und die Produktivitätslücke zwischen Ost und West bleibt bestehen. Die ostdeutsche Produktivität (BIP pro erwerbsfähiger Person) lag im Jahr 1991 nur bei 35% des westdeutschen Niveaus, und stieg bis 1996 auf 60,5%. Seitdem blieb das Ost–West Verhältnis auf diesem Niveau. Im Jahr 2002 waren es 58,5% der westdeutschen Produktivität (vgl. Sinn, 2003).

Abbildung 3.1: Wachstumsraten der Bruttowertschöpfung im produzierenden Gewerbe (Ost- und Westdeutschland)

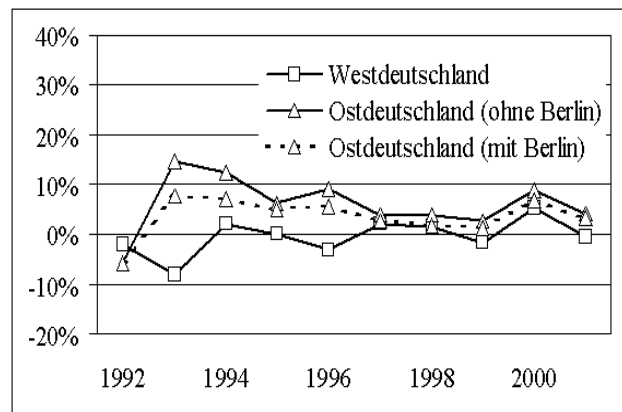


Quelle: Arbeitskreis VGR der Länder, Statistisches Landesamt Baden–Württemberg

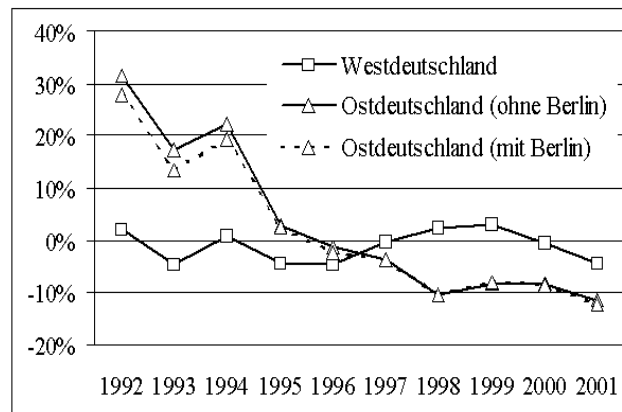
Wie eine sektorale Aufteilung der makroökonomischen Daten zeigt, sollte man das produzierende Gewerbe in das verarbeitende Gewerbe und den Bausektor aufteilen und diese beiden Hauptwirtschaftssektoren getrennt betrachten (vgl. Abbildungen 3.1 und 3.2). Der Fokus der folgenden empirischen Analyse ist das verarbeitende Gewerbe. Obwohl deutlich wird, dass der Wachstumsrückgang im Bausektor zu einem großen Teil für das makroökonomische Ergebnis verantwortlich ist, bleibt die Basisaussage erhalten: Wie die Zeitreihen in Abbildung 3.2 zeigen, fallen die Wachstumsraten Ostdeutschlands in der Mitte der neunziger Jahre sowohl im Bausektor als auch im verarbeitenden Gewerbe unter das westdeutsche Niveau. Im Bausektor ist dies auf den starken Rückgang der regionalen Nachfrage zurückzuführen (Wohnungsbau und Infrastruktur). Nach einer Phase von sehr hohem Wachstum zwischen 1992 und 1994 durch den positiven Nachfrageschock der Wiedervereinigung geriet der Bausektor

in der Mitte der neunziger Jahre durch den Rückgang der öffentlichen Nachfrage nach neuen Gebäuden in eine Rezessionsphase. Das Argument der regionalen und insbesondere der öffentlichen Nachfrage ist für das verarbeitende Gewerbe aber nicht in dem Maße zutreffend wie im Bausektor.¹

Abbildung 3.2: Wachstumsraten der Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe und dem Bausektor
Verarbeitendes Gewerbe



Baugewerbe



Quelle: Arbeitskreis VGR der Länder, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg

¹Im sechsten Kapitel wird das Wachstum im verarbeitenden Gewerbe detaillierter untersucht.

3.1.2 Unternehmensbestand

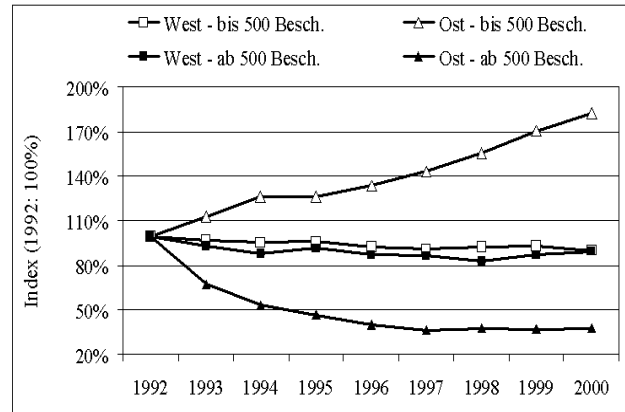
Die späteren mikroökonomischen Analysen basieren auf den Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes. Um ein Bild über die Untersuchungseinheit zu gewinnen, wird im Folgenden neben der Bruttowertschöpfung auf makroökonomischer Ebene kurz die Entwicklung des Unternehmensbestandes beschrieben. Im Ost–West–Vergleich wird deutlich: Zwar ist die Anzahl der Unternehmen im ostdeutschen verarbeitenden Gewerbe zwischen 1992 und 2000 gestiegen — von knapp 7.500 auf gut 13.000 — während diese in Westdeutschland von knapp 84.000 auf etwa 75.000 zurückging (vgl. Tabelle 3.1). Allerdings wird bei einer Aufteilung des Bestandes in kleine und mittlere versus Großunternehmen deutlich, dass in Ostdeutschland nur kleine und mittlere Unternehmen für den Bestandszuwachs verantwortlich sind, die Zahl der Großunternehmen aber seit 1992 rückläufig ist.

Tabelle 3.1: Unternehmensbestand im verarbeitenden Gewerbe				
	bis 499 Beschäftigte		ab 500 Beschäftigte	
Jahr	Westdtschl.	Ostdtschl.	Westdtschl.	Ostdtschl.
1992	81.843	7.213	2.012	249
1993	79.208	8.164	1.874	168
1994	77.695	9.124	1.773	132
1995	78.536	9.104	1.841	116
1996	75.345	9.629	1.748	100
1997	74.582	10.315	1.738	90
1998	75.257	11.210	1.668	94
1999	76.004	12.294	1.757	92
2000	73.622	13.133	1.793	93

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 4.1, Reihen 4.1.2 und 4.2.1 (verschiedene Jahrgänge)

Der Bestandsrückgang bei Großunternehmen wird besonders deutlich, wenn man die Entwicklung des Bestandes als Indexreihe (grafisch) darstellt (vgl. Abbildung 3.3). In Westdeutschland fällt der Unternehmensbestand des verarbeitenden Gewerbes in beiden Größenklassen zwischen 1992 und 2000 auf 90% des Ausgangsniveaus. In Ostdeutschland ergibt sich dagegen ein sehr

Abbildung 3.3: Unternehmensbestand im verarbeitenden Gewerbe (Index)



Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 4.1, Reihen 4.1.2 und 4.2.1
(verschiedene Jahrgänge)

heterogenes Bild: Zwar wächst in dieser Zeit der Bestand der Unternehmen bis 500 Beschäftigte um 70%, dagegen fällt er bei Großunternehmen im Jahr 2000 auf 37% des Ausgangsniveaus zurück. Grund dafür ist zum Teil die Auflösung der großen Kombinate nach der Wiedervereinigung. Der Treuhandanstalt kam als Anstalt des öffentlichen Rechts die Rolle zu, die früheren volkseigenen Betriebe der DDR wettbewerbsfähig zu strukturieren und zu privatisieren:

“Die Treuhandanstalt hat die Strukturanpassung der Wirtschaft an die Erfordernisse des Marktes zu fördern, indem sie insbesondere auf die Entwicklung sanierungsfähiger Betriebe zu wettbewerbsfähigen Unternehmen und deren Privatisierung Einfluss nimmt. Sie wirkt darauf hin, dass sich durch zweckmäßige Entflechtung von Unternehmensstrukturen marktfähige Unternehmen herausbilden und eine effiziente Wirtschaftsstruktur entsteht.“ (Volkskammer der Deutschen Demokratischen Republik, Treuhandgesetz vom 17. Juni 1990, §2 Absatz 6)

Aufgrund dieser Vorgabe entschied sich die Treuhandanstalt bei der Privatisierung und Sanierung von Unternehmen besonders für die Bildung

von kleinen und mittleren Unternehmen. Von einem wiedererstehenden Mittelstand versprach man sich eine schnelle Zunahme an Arbeitsplätzen und eine bessere Versorgung der Bevölkerung mit Gütern und damit eine Erhöhung der Lebensqualität und Zufriedenheit (vgl. Fier, 1998: 33f). Zwar erklärt diese Aufspaltung der Kombinate den Rückgang des Bestandes an Großunternehmen in den frühen neunziger Jahren, aber seitdem befinden sich seither kaum Unternehmen auf einem Wachstumspfad. Eine detailliertere Analyse nach Größenklassen zeigt, dass der Bestand der Unternehmen nur für solche mit höchstens 100 Beschäftigten gewachsen ist.² Dabei ist die größte Zunahme nur bei den Kleinstunternehmen mit höchstens neun Beschäftigten zu verzeichnen (der Index wächst von 1992 100% auf 271% im Jahr 2000). Ab einer Größe von 100 Beschäftigten ist der Unternehmensbestand im ostdeutschen verarbeitenden Gewerbe rückläufig, z.B. fällt bereits der Bestand in der Größenklasse von 100 bis 499 Beschäftigten von 100% auf 90%. In Westdeutschland verläuft der Rückgang dagegen homogen über die verschiedenen Größenklassen. Betrachtet man nicht nur den Bestand der Unternehmen, sondern die Anzahl der Beschäftigten (in verschiedenen Unternehmensgrößenklassen) ergibt sich ein fast identisches Bild, wie beim Unternehmensbestand.

Es fehlt nicht nur an Großunternehmen, sondern auch an dem von der Treuhandgesellschaft angestrebten "wiedererstehenden Mittelstand". Die ostdeutsche Wirtschaft ist zehn Jahre nach der Wiedervereinigung vielmehr von kleinen Unternehmen geprägt als von einem leistungsfähigen Mittelstand.

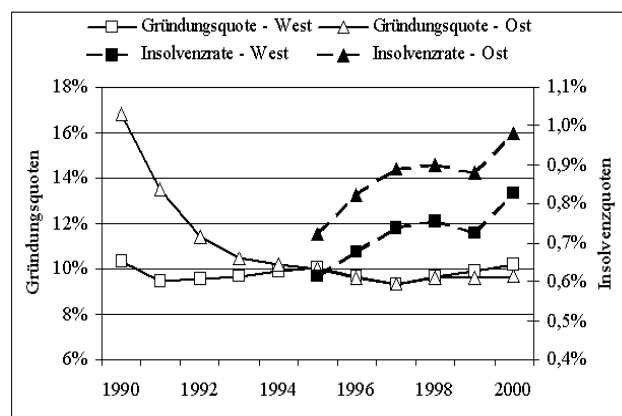
3.1.3 Gründungen und Insolvenzen

Wie die vorangegangenen Statistiken zeigen, lässt sich nur beim Bestand der Kleinst- und kleinen Unternehmen in Ostdeutschland eine Dynamik erkennen. Die Hoffnung auf einen Zuwachs der Unternehmensbasis im verarbeitenden Gewerbe liegt daher fast ausschließlich bei jungen Start-up

²Hier nicht detailliert dargestellt.

Unternehmen, die nach der Wiedervereinigung gegründet wurden. Allerdings liefern auch die Unternehmensgründungs- und Insolvenzquoten das Bild des stagnierenden Aufholprozesses (vgl. Abbildung 3.4). Während die Gründungsquoten in Ostdeutschland bis 1995 noch über dem westdeutschen Niveau lagen, stagniert dieser Trend in der Folgezeit. Seitdem findet in den neuen Ländern in Relation zum Westen keine weitere Erhöhung des Unternehmensbestandes mehr statt. Vielmehr fallen die ostdeutschen Länder hinsichtlich des existierenden Unternehmensbestandes wieder zurück, weil die Insolvenzquoten über denen Westdeutschlands liegen.³

Abbildung 3.4: Gründungen und Insolvenzen in Deutschland



Quelle: ZEW Gründungspanels und Creditreform

Wie die gesamtwirtschaftlichen Deskriptionen der Lage Ostdeutschlands zeigen, stagniert der Transformationsprozess seit 1995 nach anfänglichem Aufschwung. Zum Teil ist im verarbeitenden Gewerbe seitdem anstatt eines “Aufholens” ein “Zurückfallen” im Vergleich zum Westen Deutschlands zu beobachten. Für diese Arbeit ergibt sich daraus die Frage, ob die staatlichen Maßnahmen zur Stimulierung der Transformation nicht funktionieren oder sich gar negativ auswirken.

³Insolvenzen spiegeln nur einen kleinen Teil der Unternehmensschließungen wider. Weitaus größer ist die Anzahl der freiwilligen Schließungen, die hier nicht erfasst sind (vgl. z.B. Egel et al., 2003: 100ff).

Einer der vielen Faktoren, die einen Einfluss auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung haben, ist die Innovationstätigkeit der Unternehmen. Innovationen ermöglichen technischen Fortschritt und sichern die zukünftige internationale Wettbewerbsfähigkeit. Traditionell ist daher die Förderung von Innovationsaktivitäten ein wichtiger Bestandteil der Wirtschaftspolitik in Deutschland (vgl. Fier, 2002). Im folgenden Abschnitt wird anhand typischer Indikatoren das Innovationsverhalten der Unternehmen in Ost- und Westdeutschland beschrieben.

3.2 Innovationsverhalten der Unternehmen

Das Mannheimer Innovationspanel (MIP) bildet die Datenbasis für diesen Abschnitt und ist zugleich auch der Kern der Unternehmensdaten, die in den folgenden Kapiteln für mikroökonometrische Analysen verwendet werden.⁴ Das MIP wird vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) seit 1993 jährlich im Auftrag des BMBF erhoben. Während die Erhebung sich anfangs auf das produzierende Gewerbe beschränkte, werden seit 1995 (und seit 1997 jährlich) auch unternehmensnahe und distributive Dienstleister zu ihrem Innovationsverhalten befragt. In den Jahren 1993, 1997 und 2001 repräsentierte das MIP den deutschen Teil des europaweiten Community Innovations Surveys (CIS).⁵

Der Erhebungsrahmen des MIP bezieht sich auf alle Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes (sowie dem Bergbau) und der ausgewählten

⁴Genaue Beschreibungen der dort verwendeten Variablen und zusätzlich genutzten Quellen befinden sich in den jeweiligen Kapiteln.

⁵Im Jahr 1991 wurde der erste CIS gemeinsam vom Eurostat und DG Enterprise unter der Schirmherrschaft des European Innovation Monitoring System (EIMS) initiiert. Die Methodologie wurde in Kooperation mit den Statistischen Ämtern der Mitgliedsstaaten, unabhängigen Expertengruppen und der OECD entwickelt. Das Ziel war, vergleichbare Unternehmensdaten zu In- und Outputs von Innovationsprozessen über verschiedene Industrien und Mitgliedsstaaten bzw. Regionen zu sammeln. Dies soll Analysen mit hohem Qualitätsstandard ermöglichen, um so zu Politiken beizutragen, die Innovation und die Diffusion neuer Technologien auf der Ebene der EU, der Mitgliedsstaaten und von Regionen stärken.

Dienstleistungssektoren mit mindestens fünf Beschäftigten. Die nach Branche, Unternehmensgrößenklasse und Region (Ost- und Westdeutschland) geschichtete Stichprobe erlaubt Hochrechnungen auf die Grundgesamtheit der Unternehmen (vgl. Janz et al., 2001). Zentrale Punkte der Feldphase sind Pre-Tests der Fragebögen mit ausgewählten Unternehmen, um möglicherweise missverständliche Fragen klarer zu formulieren, die Ziehung der geschichteten Stichprobe für die postalische Befragung, die eigentliche Befragungsphase sowie eine anschließende Non-Response-Analyse nicht antwortender Unternehmen. Dies wird anhand einer Zufallsstichprobe der Nichtteilnehmer im Rahmen einer Telefonbefragung realisiert. Durch wenige Kernfragen zu den Gründen der Nichtteilnahme können so mögliche Verzerrungen im Antwortverhalten identifiziert und bei der Konstruktion der Hochrechnungsfaktoren berücksichtigt werden, um konsistente Rückschlüsse über das Innovationsverhalten von der Stichprobe auf die Grundgesamtheit durchführen zu können.

Die zentralen Ergebnisse der Umfragen werden jährlich in Indikatorenberichten publiziert (vgl. z.B. Rammer et al., 2003). Darüberhinaus werden regelmäßig Schwerpunktstudien zu spezifischen Befragungsteilen erstellt (vgl. z.B. Janz und Licht, 1999, Blind et al., 2000, Czarnitzki et al., 2000, Gottschalk et al. 2002, oder Czarnitzki et al., 2003). Ein wesentlicher Aspekt der Erhebung des Innovationspanels ist die Nutzung der Daten für wissenschaftliche Publikationen in Fachzeitschriften. Ein Überblick der bisherigen Verwertung der Innovationsdaten findet sich in Janz und Licht (2003).

In der vorliegenden Arbeit wird das Innovationsverhalten von Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes in Ost- und Westdeutschland analysiert — insbesondere hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen privaten Aktivitäten und der Forschungs- und Technologiepolitik. Dazu werden im Folgenden einige Kennziffern der Innovationsaktivitäten im verarbeitenden Gewerbe der neunziger Jahre dargestellt.⁶

⁶Zur Beschreibung des Innovationsverhaltens von Dienstleistungsunternehmen vgl.

Gemäß den Richtlinien des Oslo-Manuals (vgl. Eurostat and OECD 1997) werden solche Unternehmen zu einem bestimmten Befragungszeitpunkt als Innovatoren definiert, wenn sie im vergangenen Drei-Jahres-Zeitraum mindestens eine Produkt- oder Prozessinnovation erfolgreich eingeführt haben:

“Technologische Produkt- oder Prozessinnovationen (TPP) beinhalten realisierte technologische neue Produkte und Prozesse und wesentliche technologische Verbesserungen von Produkten und Prozessen. Eine TPP-Innovation wurde realisiert, wenn sie auf dem Markt eingeführt wurde (Produktinnovation) oder innerhalb eines Produktionsprozesses eingesetzt wurde (Prozessinnovation). TPP-Innovationen gehen mit einer Reihe wissenschaftlicher, technologischer, organisatorischer, finanzieller und kommerzieller Aktivitäten einher. Das TPP innovierende Unternehmen ist eines, das technologisch verbesserte Produkte oder Prozesse während des Beobachtungszeitraums realisiert hat.” (Eurostat und OECD, 1997: 47)

Anhand dieser Definition werden im Zuge der Innovationserhebung innovative Unternehmen identifiziert. Zur Unterstützung der Definition werden im Erhebungsinstrument typische Beispiele für Innovationen als Hilfestellung für die Beantworter genannt:

“Ausgewählte Beispiele für Innovationen bzw. für Veränderungen, die nicht als Innovation betrachtet werden:

- Die Herstellung von Bekleidung wird in erster Linie von der Mode bestimmt. Die schnelle Einführung der aktuellen Farben und des aktuellen Schnitts ist ein Schlüsselement

bspw. Hempell (2003) für einen Überblicksartikel oder Czarnitzki und Spielkamp (2003) zur Analyse von wissensintensiven Dienstleistungsbranchen. Die Studie von Gottschalk et al. (2002) enthält neben Auswertungen zum verarbeitenden Gewerbe auch detaillierte Analysen des Dienstleistungssektors basierend auf der Erhebung des MIP aus dem Jahr 2001.

der Wettbewerbsfähigkeit. Farben und Schnitt ändern aber nicht die wesentlichen Eigenschaften der Bekleidung, d.h. den Körper warmzuhalten, angenehm zu tragen und pflegeleicht zu sein. Produktverbesserungen beruhen hier fast immer auf der Verwendung neuer Materialien. Beispiele für Innovationen sind hier atmungsaktive Wäsche oder regenabweisende Bergbekleidung.

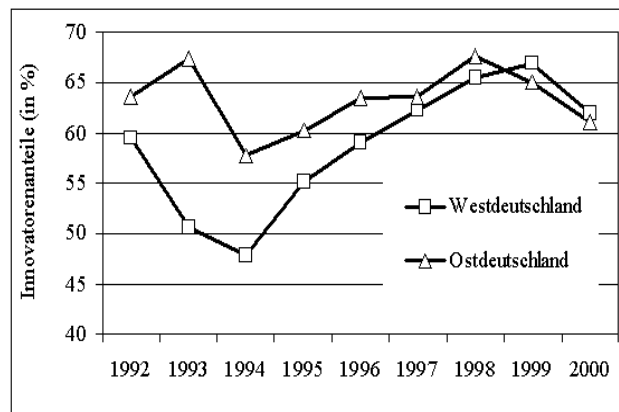
- Neue Modelle eines komplexen Produkts, wie eines Autos oder Fernsehers, sind dann keine Produktinnovationen, wenn sich zum Vorgängermodell nur leichte Veränderungen ergeben haben, beispielsweise wenn ein Radio nun zur Grundausstattung eines Autos gehört. Wenn die Änderungen merklich sind, technische Teilsysteme beispielsweise neu konzipiert wurden, können die verbesserten Produkte als Innovation gelten.”

(Quelle: Auszug aus dem Fragebogen der Erhebung 1997 im verarbeitenden Gewerbe; vgl. Beise et al., 1999: 96.)

Die Abbildung 3.5 stellt die Innovatorenanteile an allen Unternehmen in Ost- und Westdeutschland dar. Bei den Auswertungen in diesem Abschnitt handelt es sich um hochgerechnete Ergebnisse, d.h. von den beantworteten Fragebögen der Unternehmensstichprobe des Innovationspanels wurde durch Hochrechnungsfaktoren sowie die aus der Non-Response-Analyse ermittelten Korrekturfaktoren auf die Grundgesamtheit der Unternehmen geschlossen. Nach der deutschen Wiedervereinigung weisen die neuen Bundesländer höhere Innovatorenanteile auf als der Westen. Dies ist dadurch zu erklären, dass die meisten Unternehmen in Ostdeutschland neu gegründet wurden und dabei häufig auch eine technologische Produkt- oder Prozessinnovation tätigten. Über die Jahre findet hier eine Angleichung statt, bis in beiden Teilen Deutschlands im Jahr 1998 die Innovatorenanteile über 65% betragen. Allerdings zeigt sich auch bei der Innovativität eine Stagnation des technologischen Aufholprozesses der neuen Länder: In den Jahren 1999 und 2000 fallen die Innovatorenanteile Ostdeutschlands unter den Wert

Westdeutschlands.

Abbildung 3.5: Anteile innovativer Unternehmen in Deutschland



Quelle: Mannheimer Innovationspanel — Verarbeitendes Gewerbe

Neben der qualitativen Differenzierung nach innovativen und nicht innovativen Unternehmen werden im Innovationspanel auch die Höhe und Art der Innovationsaufwendungen erhoben:

”Die Innovationsaufwendungen schließen Aufwendungen für abgeschlossene, laufende und abgebrochene Projekte mit ein. Die Innovationsaufwendungen umfassen alle laufenden Aufwendungen (=Personal- und Materialaufwendungen etc.) sowie Aufwendungen für Investitionen, die in engem Zusammenhang mit der Entwicklung bzw. Einführung von neuen oder verbesserten Produkten und/oder Prozessen standen.

Darunter fallen Aufwendungen für

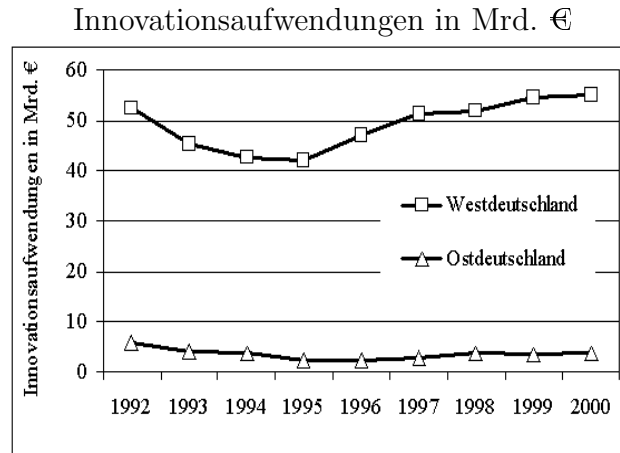
- Forschung und Entwicklung von Produkten und Prozessen, d.h. eine systematische Erweiterung des Wissens und Anwendung auf neue Probleme. Dazu gehören z.B. Konstruktion und das Testen von Prototypen, ebenso wie die Entwicklung von Software und der Erwerb externer FuE-Leistungen.

- Maschinen und Sachmittel, die direkt in Verbindung mit einem Innovationsprojekt stehen (inkl. damit direkt verbundener Software).
- Erwerb externen Wissens in Form von Patenten, nicht patentierten Erfindungen, Lizenzen und anderen Nutzungsrechten.
- Produktgestaltung und andere Produktionsvorbereitungen, ohne Entwicklung von Prototypen. Miteingeschlossen sind Produktionsänderungen, Verfahren zur Qualitätskontrolle, Methoden, Standards und zugehörige Software, die zur Produktion neuer Produkte oder zur Einführung neuer Prozesse erforderlich sind.
- Mitarbeiterschulungen und Weiterbildungen, die direkt in Verbindung mit einem Innovationsprojekt stehen.
- Markttests, Markteinführungskosten, ohne den Aufbau eines Vertriebsnetzes.”

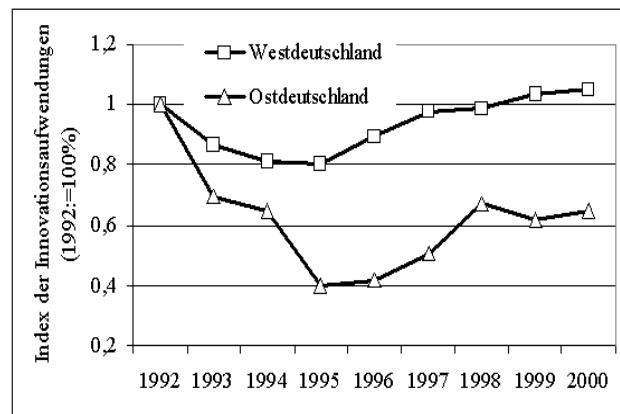
(Quelle: Eurostat/OECD, 1997: 87)

In Abbildung 3.6 ist der zeitliche Verlauf der Innovationsaufwendungen dargestellt. In Westdeutschland schwanken die Aufwendungen der Unternehmen langfristig um € 50 Mrd., wobei am Anfang der neunziger Jahre ein Abschwung zu beobachten ist und seit 1995 eine Zunahme. In Ostdeutschland liegen die Innovationsaufwendungen unter fünf Mrd. €. Allerdings waren sie direkt nach der Wiedervereinigung auf einem höheren Niveau und sind seither eher gesunken. Im Folgenden wird die Entwicklung der Innovationsaufwendungen zwischen 1992 und 2000 als Index abgetragen (unteres Diagramm in Abbildung 3.6). Der Abschwung Anfang der neunziger Jahre fiel in Ostdeutschland deutlich drastischer aus als im Westen. Beim Tiefststand im Jahr 1995 waren die Innovationsaufwendungen im Westen auf ein Niveau von 80% im Vergleich zu 1992 gefallen. Im Osten betrugen sie nur noch 40%. Auch der Aufschwung fällt im Osten geringer aus: Während der Westen seit 1997 wieder das Niveau von 1992 erreicht hat, pendeln

Abbildung 3.6: Innovationsaufwendungen im verarbeitenden Gewerbe



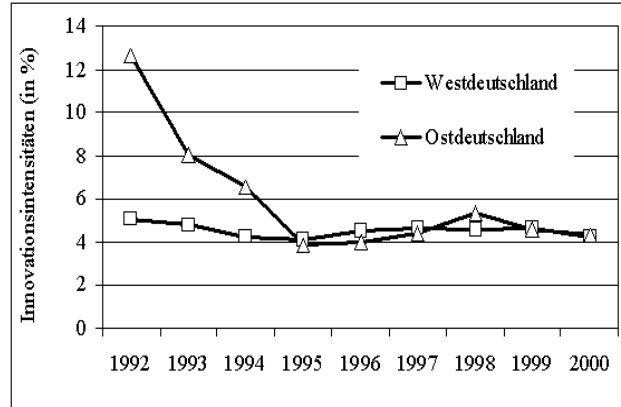
Index der Innovationsaufwendungen (1992:=100%)



Quelle: Mannheimer Innovationspanel — Verarbeitendes Gewerbe

sich die Innovationsaufwendungen im Osten seit 1998 auf einem Niveau von 60% zum Basisjahr 1992 ein. Diese Entwicklung verläuft gleichförmig mit der Produktivitätsbeobachtung, die Sinn (2003) beobachtet. Diese Ergebnisse legen den Schluss nahe, dass im Zuge der enthusiastischen Aufholabsichten nach der Wiedervereinigung die Innovationsanstrengungen in einem “ungesunden” oder unnatürlichen Verhältnis zu der Produktivität der Unternehmen im Osten gestanden haben (vgl. Spielkamp et al., 1998: 75ff).

Abbildung 3.7: Innovationsintensitäten im verarbeitenden Gewerbe

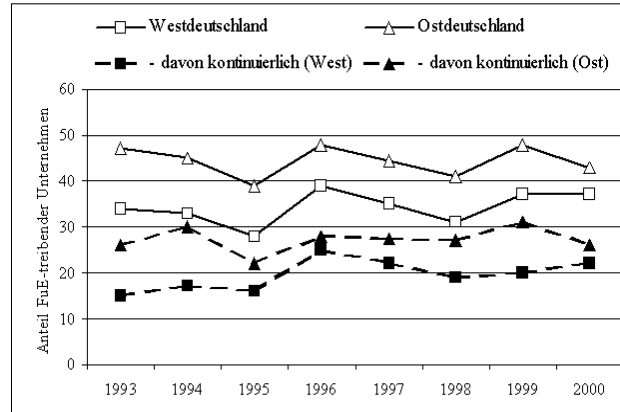


Quelle: Mannheimer Innovationspanel — Verarbeitendes Gewerbe

Diese “Schieflage” zwischen Innovationsanstrengungen und der Produktivität lässt sich anhand der Innovationsintensitäten deutlich machen. Die Innovationsintensität wird als Innovationsaufwendungen im Verhältnis zum Umsatz gemessen und ist in Abbildung 3.7 dargestellt. Es zeigt sich, dass in der Frühphase nach der Wiedervereinigung in Ostdeutschland verhältnismäßig hohe Finanzierungsanteile in Innovation investiert wurden. Dies war auch notwendig, um den veralteten Produktionsapparat zu erneuern und ein den marktwirtschaftlichen Strukturen entsprechendes Produktangebot zu entwickeln. Im Jahr 1992 betrug die Innovationsintensität über zwölf Prozent, fiel aber bis 1995 kontinuierlich auf vier Prozent zurück. Ab 1995 pendelten sich die Innovationsaufwendungen etwa auf das westdeutsche Niveau um vier bis fünf Prozent vom Umsatz ein und schwanken seither um diesen Wert. Im Bereich der für Innovationen bereitgestellten Mittel ist somit kein Zurückfallen hinter das westdeutsche Niveau am Ende der neunziger Jahre festzustellen.

Obwohl im MIP die Analyse der Innovationsaufwendungen den Hauptbestandteil der Berichterstattung an die Bundesregierung einnimmt, ist ein Bestandteil der Innovationstätigkeit — die Forschungs- und Entwicklungsaktivität (FuE) — traditionell die relevante Größe in der ökonomischen

Abbildung 3.8: Anteile FuE-treibender an innovativen Unternehmen



Quelle: Mannheimer Innovationspanel — Verarbeitendes Gewerbe
 Anmerkung: 1997 wurden diese Daten nicht erhoben. Die Werte wurden linear interpoliert.

Literatur um innovative Prozesse zu modellieren und empirisch zu untersuchen. FuE-Aktivitäten sind im Wesentlichen durch ihren vorwettbewerblichen Charakter gekennzeichnet. Während die Innovationsaufwendungen auch Markteinführungskosten und ähnliche mit der Transformation von Inventionen zu Innovationen verbundene Kosten beinhalten, fokussieren FuE-Aufwendungen auf eine systematische Erweiterung des Wissens und dessen Anwendungen auf neue Probleme. Im Rahmen der Forschungsförderung des Bundes werden in der Regel auch nur vorwettbewerbliche Aktivitäten, insbesondere Grundlagenforschung und experimentelle Forschung der Unternehmen unterstützt, um etwaige Wettbewerbsverzerrungen möglichst gering zu halten. FuE-treibende Unternehmen sind daher die wesentliche Zielgruppe der FuT-Politik. Deren Anteil an den innovativen Unternehmen Deutschlands ist in Abbildung 3.8 dargestellt. Grundsätzlich ist die Forschungsförderung auf Antragsteller ausgelegt, “die für Aktivitäten auf technischem Neuland personell und materiell entsprechend gerüstet sind. Die Antragsteller müssen über die notwendige fachliche Qualifikation und eine ausreichende Kapazität zur Durchführung ihres Vorhabens verfügen” (BMBF und BMWi, 2001: 5). Allerdings gibt es für kleine und mittlere

Unternehmen spezielle Förderprogramme, um “diese Unternehmen bei der Entwicklung neuer Erzeugnisse und Verfahren zu unterstützen und ihre Wettbewerbsfähigkeit zu stärken” (BMBF und BMWi, 2001: 33). Ein wichtiges Instrument ist die indirekte Projektförderung, um “[...] insbesondere auch kleine und mittlere Unternehmen bei der Aufnahme von Forschungs- und Entwicklungstätigkeit zu unterstützen” (BMBF, 2002: 210).

FuE-treibende Unternehmen können in der verwendeten Datenbasis nach kontinuierlichen und gelegentlichen FuE-Aktivitäten getrennt werden. Im Jahr 2000 betrieben knapp 40% der westdeutschen Innovatoren FuE, wovon etwa 22% kontinuierlich FuE-Aktivitäten durchführen (vgl. Abbildung 3.8). Der Anteil der Unternehmen mit kontinuierlicher FuE ist seit 1993 von 15% gewachsen — also um mehr als 40% (sieben Prozentpunkte) — was angesichts der sonstigen wirtschaftlichen Entwicklung in den neunziger Jahren den Strukturwandel zur Wissens- und Informationsgesellschaft unterstreicht. Dennoch gibt es eine Vielzahl von Unternehmen, die nur gelegentlich FuE-Aktivitäten durchführen. Bei diesen Unternehmen handelt es sich zumeist um KMU, die möglicherweise nicht über geeignete finanzielle Ressourcen verfügen, um systematisch FuE zu betreiben. In Ostdeutschland betreiben über den gesamten Beobachtungszeitraum relativ zur Grundgesamtheit mehr Unternehmen FuE als in Westdeutschland, sowohl kontinuierlich als auch gelegentlich. Zu untersuchen ist, inwieweit dieser Umstand durch die öffentliche Forschungsförderung in den neuen Ländern beeinflusst wird.

3.3 Forschungs- und Technologiepolitik in Deutschland

Die staatliche Förderung von Forschungsaktivitäten der Unternehmen hat in Deutschland — wie in den meisten OECD-Ländern — eine lange Tradition. Die staatliche FuE-Förderung zielt zum einen darauf ab, das Niveau der FuE-Aufwendungen in der Wirtschaft zu steigern, um so die Innovati-

onsaktivitäten zu erhöhen und die internationale Wettbewerbsfähigkeit zu verbessern. Zum anderen versucht der Staat, unternehmerische FuE-Aktivitäten inhaltlich bzw. thematisch in jene Richtungen zu lenken, die aufgrund hoheitlicher Aufgaben des Staates (z.B. Gesundheit, Verteidigung), gesellschaftspolitischer Prioritäten oder vermuteter künftiger technologischer Entwicklungen für die zukünftige Entwicklung von Wohlstand und Wachstum als besonders wichtig angesehen werden.

Um die FuE-Aufwendungen auf das gesellschaftlich wünschenswerte Niveau zu heben, unterstützt der Staat einerseits Unternehmen direkt finanziell bei ihren Forschungsanstrengungen, andererseits betreibt der Staat über eigene Forschungseinrichtungen (Hochschulen, außeruniversitäre Forschung) selbst FuE. Darüber hinaus setzt er auch indirekte Maßnahmen der Forschungsförderung, zu denen solche im Bereich Technologietransfer und Information ebenso zählen wie ordnungspolitische Maßnahmen, die auf die Stärkung des Wettbewerbs abzielen.

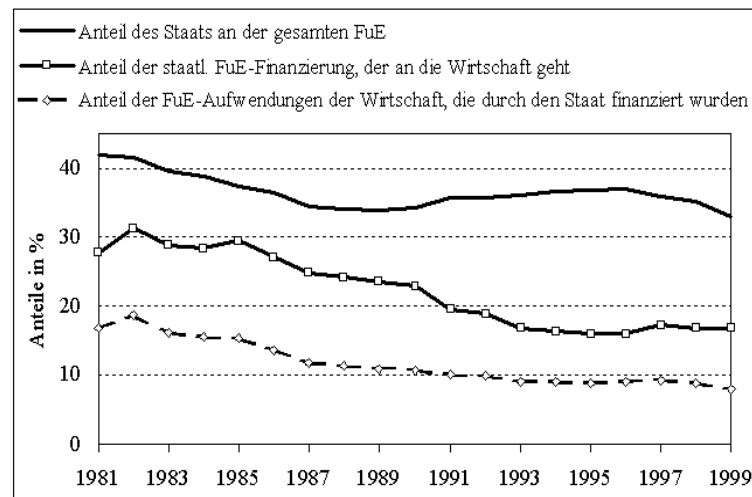
3.3.1 Die Entwicklung der FuE-Förderung von Unternehmen durch den Bund in der langfristigen Perspektive

Im Jahr 1999 finanzierte der deutsche Staat, d.h. die Bundesregierung, die Länderregierungen sowie die Kommunen, FuE-Tätigkeiten im Ausmaß von rund 16 Mrd. Euro. Der Löwenanteil entfiel auf FuE in wissenschaftlichen Einrichtungen (Hochschulen und außeruniversitäre Forschungseinrichtungen).⁷ 16,3% der öffentlichen Finanzmittel für FuE (d.h. rund 2,6 Mrd. Euro) gingen an Unternehmen. Gemessen an den gesamten FuE-Aufwendungen in Deutschland (Wirtschaft plus Wissenschaft) erreichte der Finanzierungsanteil des Staates 33%. Das ist der tiefste Stand in der Nachkriegszeit (vgl. Abbildung 3.9). Demgegenüber steigerten in den letzten Jahrzehnten

⁷FuE in Hochschulen und außeruniversitären Forschungseinrichtungen wird nach dem Prinzip der vollzeitäquivalenten Stellen berechnet, d.h. ein Hochschulprofessor wird nur anteilig im FuE-Bereich erfasst. Lehre und Verwaltungstätigkeiten, die nicht mit einem FuE-Vorhaben in Verbindung stehen, werden nicht als FuE interpretiert (vgl. OECD, 1993: 29f).

sowohl der Unternehmenssektor als auch das Ausland ihre Beiträge zur Finanzierung von FuE in Deutschland.

Abbildung 3.9: Staatliche Finanzierung von FuE in der Wirtschaft in Deutschland 1981–1999



Quellen: BMBF — Bundesbericht Forschung, Stifterverband Wissenschaftsstatistik

Parallel zum zurückgehenden staatlichen Anteil an der gesamten FuE-Finanzierung hat sich der Staat sukzessive aus der Finanzierung von FuE in Unternehmen zurückgezogen. Dies kann an zwei Indikatoren abgelesen werden (vgl. Abbildung 3.9): Erstens verlieren innerhalb der gesamten staatlichen FuE-Finanzierung die Mittel, die an Unternehmen gehen, tendenziell an Bedeutung. Waren 1982 noch 31% der staatlichen FuE-Finanzierung für Unternehmen bestimmt, ging dieser Anteil bis 1990 auf 23% zurück. Im Zuge der Umstrukturierung und des Neuaufbaus wissenschaftlicher Einrichtungen in Ostdeutschland ab 1991 sank der Wirtschaftsanteil an der staatlichen FuE-Finanzierung weiter auf unter 16% in 1995. Seither hat sich diese Quote nur geringfügig auf 17% erhöht. Zweitens ging auch der Anteil der von Unternehmen durchgeführten FuE, die über staatliche Mittel finanziert wird, in den letzten zwei Jahrzehnten deutlich zurück. In den achtziger Jahren nahm der Staatsanteil an der Finanzierung von

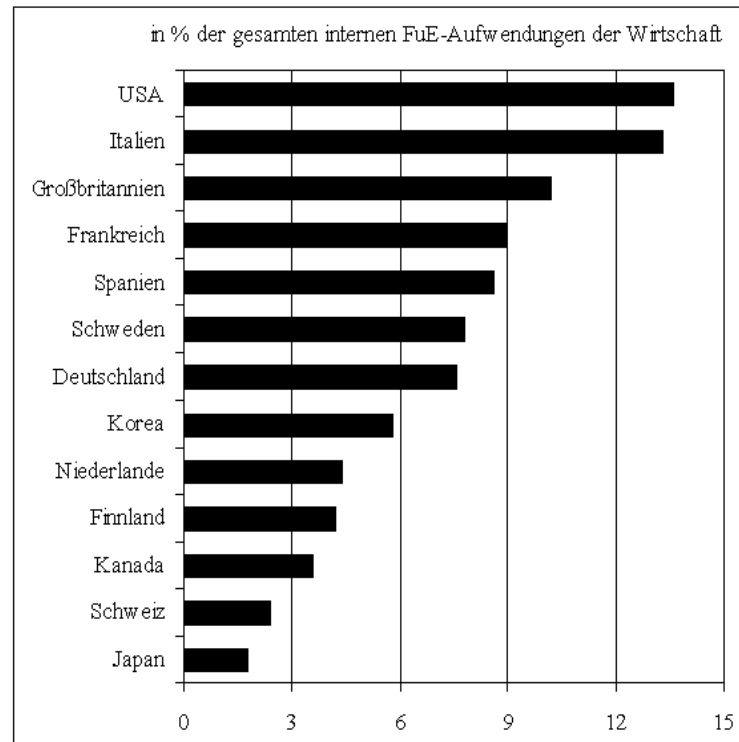
FuE im Wirtschaftssektor aufgrund nominell konstanter öffentlicher Mittel bei nominell stark steigenden FuE–Aufwendungen der Wirtschaft von 18% (1982) auf 11% (1990) ab. Anfang der neunziger Jahre wurden die öffentlichen FuE–Mittel für Unternehmen absolut reduziert, sodass — bei stagnierenden nominellen FuE–Aufwendungen der Wirtschaft — der staatliche Finanzierungsanteil weiter auf neun Prozent zurückging. Von 1994 bis 1998 stagnierte er auf dieser Marke, d.h. die Höhe der staatlichen Finanzierung von unternehmerischer FuE folgte vom Verlauf her der Entwicklung der gesamten FuE–Aufwendungen der Wirtschaft. Im Jahr 1999 sank die Quote weiter auf acht Prozent ab, da dem kräftigen Anstieg bei den FuE–Aufwendungen der Unternehmen ein nominell konstantes Budget für die staatliche Finanzierung von FuE in Unternehmen gegenüber stand.

Im internationalen Vergleich liegt Deutschland mit einem Staatsanteil an der Finanzierung von FuE im Wirtschaftssektor von acht Prozent im Mittelfeld (vgl. Abbildung 3.10). Höhere Anteile weisen Italien, die USA, Großbritannien und Frankreich auf. Bei den drei letztgenannten ist dies auf den hohen Anteil an FuE–Finanzierung im Rüstungsbereich zurückzuführen (USA: über 50% der gesamten staatlichen FuE–Finanzierung, Großbritannien über ein Drittel, Frankreich über ein Viertel, zum Vergleich: Deutschland rund neun Prozent).

3.3.2 Formen der staatlichen Finanzierung der FuE der Unternehmen durch den Bund

Von den € 2,6 Mrd. an staatlich finanzierter FuE in der Wirtschaft im Jahr 1999 stammen rund € 2,2 Mrd. vom Bund, die restlichen etwa € 0,4 Mrd. von den Ländern. Innerhalb des Bundes brachte im Jahr 1999 das Bundesministerium für Verteidigung (BMVg) ca. € 1,1 Mrd. auf, das BMBF und das Bundesministerium für Wirtschaft (BMWi, heute BMWA) jeweils etwas über € 0,5 Mrd. und die anderen Bundesministerien zusammen weniger als € 0,1 Mrd. Die FuE–Förderung des Bundes an die Wirtschaft erfolgt im

Abbildung 3.10: Staatliche Finanzierung von FuE in der Wirtschaft in ausgewählten OECD-Ländern 1999

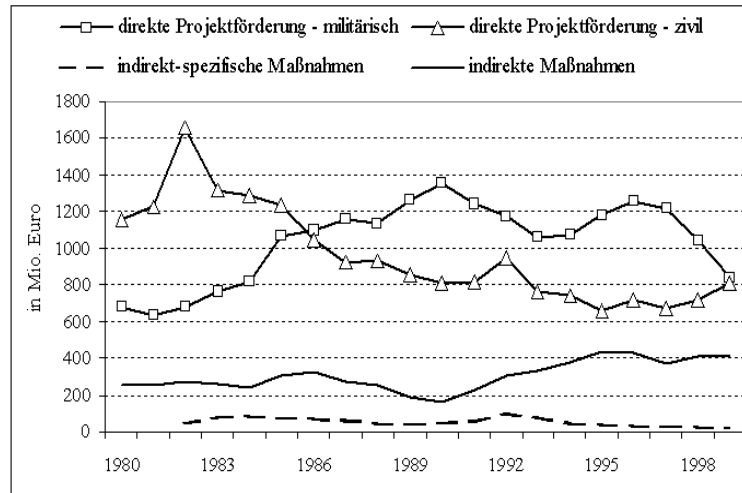


Quelle: OECD — Main Science and Technology Indicators

Wesentlichen über folgende Formen:

- direkte FuE-Aufträge (“Auftragsforschung”, so z.B. in der Ressort- und Wehrforschung),
- direkte Projektförderung im Rahmen von Fachprogrammen,
- “indirekt-spezifische” FuE-Förderung in bestimmten Technologiefeldern außerhalb der Fachprogramme,
- sektorale FuE-Förderung im zivilen Luftfahrzeugbau durch das BMWi,
- sogenannte “indirekte” Maßnahmen der Forschungsförderung.

Abbildung 3.11: Entwicklung der FuE-Förderung an die Wirtschaft differenziert nach Maßnahmenteilen 1980–1999

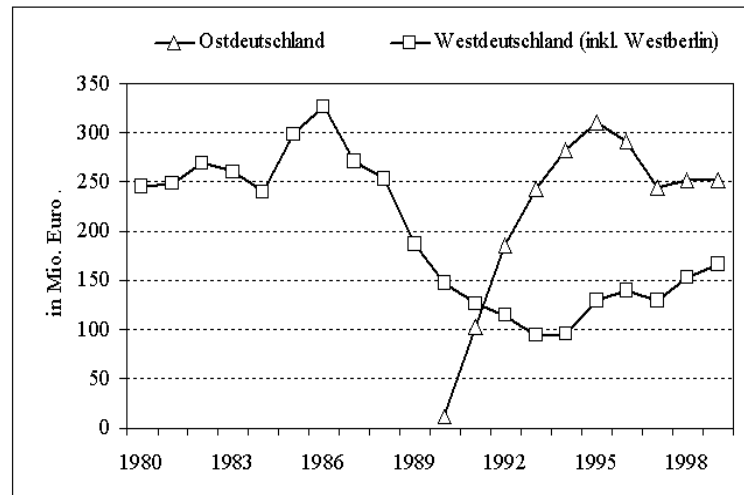


Quelle: BMBF — Bundesberichte Forschung, Faktenberichte Forschung

Ein wesentlicher Unterschied der ersten vier genannten Formen zur “indirekten” FuE-Förderung ist die explizite Ausrichtung ersterer auf bestimmte Technologiefelder. Jedoch erfolgt sowohl bei der direkten wie bei der indirekten FuE-Förderung die Finanzierung von FuE in der Regel über direkte staatliche Zuschüsse für FuE-Vorhaben oder FuE-Personal.

Die Entwicklung des Fördervolumens nach den verschiedenen Formen der FuE-Förderung ist in Abbildung 3.11 dargestellt. Die militärische FuE-Förderung gewann bis 1990 sukzessive an Bedeutung, reduzierte sich aber nach der deutschen Wiedervereinigung. Demgegenüber nahmen die Fördermittel für Unternehmen im Rahmen der zivilen direkten Projektförderung seit Anfang der achtziger Jahre bis Mitte der neunziger Jahre kontinuierlich ab, steigen seither nominell aber wieder leicht an. Gegenüber den achtziger Jahren deutlich an Bedeutung gewonnen hat die indirekte FuE-Förderung, obwohl hier in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre ein starker Rückgang zu beobachten war. 1999 lag das Mittelvolumen in dieser Förderart mehr als zweieinhalb Mal über dem von 1990.

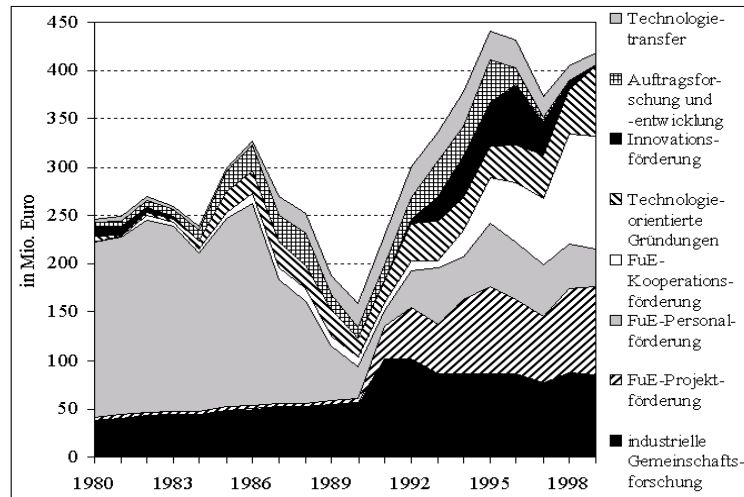
Abbildung 3.12: Umfang der indirekten FuE-Förderung des Bundes an die Wirtschaft 1980–1999 differenziert nach Ost- und Westdeutschland



Quelle: BMBF — Bundesberichte Forschung, Faktenberichte Forschung; Belitz et al. (2001)

Der Anstieg der indirekten, d.h. technologie-unspezifischen FuE-Förderung von Unternehmen ist vorwiegend auf den starken Einsatz dieses Instruments in Ostdeutschland zurückzuführen. Um die Unternehmen zu stärkeren FuE-Anstrengungen zu bewegen, wurden verstärkt Fördermittel für FuE-Personal, FuE-Projekte sowie technologieorientierte Unternehmensgründungen bereitgestellt. Abbildung 3.12 zeigt, dass bis 1994 der Mittelanstieg ausschließlich auf die Aktivitäten in den neuen Ländern zurückgeht. Ab 1995 wird dieses Instrument aber auch in Westdeutschland wieder verstärkt zur FuE-Förderung in der Wirtschaft herangezogen. Die indirekte FuE-Förderung umfasst eine Vielzahl von unterschiedlichen Maßnahmen, zu denen u.a. die Förderung von Forschungsk Kooperationen, die FuE-Personalförderung und FuE-Projektförderung für KMU, die Förderung von technologieorientierten Unternehmensgründungen sowie die Förderung von Innovation und Technologietransfer zählen.

Abbildung 3.13: Verschiedene Maßnahmen der indirekten FuE-Förderung des Bundes 1980–1999



Quelle: BMBF — Bundesberichte Forschung, Faktenberichte Forschung

Die Bedeutung der einzelnen Maßnahmen hat sich in den letzten 20 Jahren stark verändert (vgl. Abbildung 3.13). Die längste Tradition hat die industrielle Gemeinschaftsforschung im Rahmen der Arbeitsgemeinschaft industrieller Forschungsvereinigungen “Otto von Guericke” e.V. (AiF), die seit 1954 besteht. In den achtziger Jahren war die FuE-Personalförderung das mit Abstand wichtigste Instrument, das vor allem KMU zur erstmaligen Aufnahme von FuE-Aktivitäten motivieren sollte. Sie wurde 1989 eingestellt, ab 1992 für Ostdeutschland aber wieder aufgenommen und um eine FuE-Projektförderung für KMU ergänzt. Neue Elemente der indirekten FuE-Förderung in den neunziger Jahren sind die explizite Förderung von Forschungsk Kooperationen (sowohl zwischen Unternehmen als auch — und vor allem — zwischen Unternehmen und wissenschaftlichen Einrichtungen) und die Förderung von technologieorientierten Gründungen. Insgesamt belief sich die “indirekte” FuE-Förderung des Bundes an Unternehmen im Jahr 1999 auf € 0,43 Mrd., wobei die Kooperationsförderung (inkl. industrieller Gemeinschaftsforschung) mit 48% und die technologieorientierte Gründungsförderung mit 17% zusammen knapp zwei Drittel der indirekten

Projektförderung ausmachen.

Die Förderung von ziviler FuE in Unternehmen im Rahmen der direkten Projektförderung machte demgegenüber 1999 rund € 0,7 Mrd. aus. In dieser direkten Projektförderung werden in derzeit rund 260 Fachprogrammen und Programmteilen inhaltliche Schwerpunkte der Forschungsförderung festgelegt und durch die jeweilige finanzielle Ausstattung auch unterschiedlich gewichtet. Damit besitzt der Bund ein Instrument, um die FuE-Aktivitäten der Unternehmen, ebenso wie jene der Wissenschaft, auf bestimmte Forschungsfelder zu lenken. Erklärtes Ziel ist es, in ausgewählten Bereichen einen im internationalen Maßstab hohen Leistungsstand von FuE zu gewährleisten, indem Vorhaben unterstützt werden, an denen ein erhebliches Bundesinteresse besteht und die mit einem hohen technisch-wirtschaftlichen Risiko verbunden sind. Aus dem Umfang der wirtschaftsbezogenen FuE-Förderung in den einzelnen Fachprogrammen des Bundes können die inhaltlichen Prioritäten der Forschungspolitik des Bundes im Bereich der FuE im Wirtschaftssektor und deren Veränderung über die Zeit abgelesen werden.

3.3.3 Thematische Schwerpunkte der direkten FuE-Förderung des Bundes an die Wirtschaft

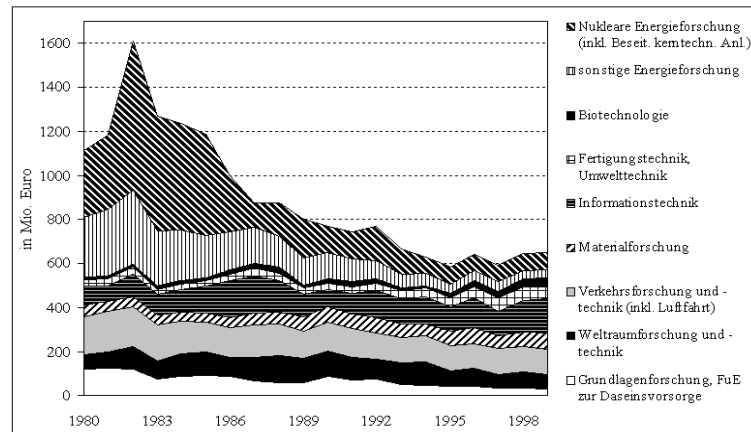
Datengrundlage für die folgende Untersuchung bildet die Förderdatenbank PROFI des BMBF. In der Förderdatenbank PROFI sind die Daten zu allen Förderungen der direkten Projektförderung im Rahmen von Fachprogrammen des BMBF bzw. seiner Vorgängerministerien im zivilen Bereich seit Anfang der siebziger Jahre enthalten. Sie deckt den größten Teil der direkten Projektförderung ab. Ab 1999 werden auch die an das BMWA (vormals BMWi) abgegebenen Fachprogramme in der Energie-, Luftfahrt- und (teilweise) Multimediaforschung mit erfasst.

Die direkte Projektförderung des Bundes an die Wirtschaft erfolgt einerseits

über Zuwendungen im Rahmen von Fachprogrammen (2000: 86% der Fördersummen an die Wirtschaft) sowie über Auftragsforschung. Fachprogramme und Auftragsforschungsprojekte werden entsprechend der Leistungsplansystematik des BMBF einzelnen Förderschwerpunkten zugeordnet. Da sich die Leistungsplansystematik über die Zeit ändert, Fachprogramme enden oder in veränderter Form und neuer Zuordnung fortgeführt werden und bei einzelnen, längerfristigen Auftragsforschungsprojekten die Zuordnung zur Leistungsplansystematik geändert wird, ist ein Vergleich über die Zeit nur eingeschränkt möglich. Auf Grundlage der Angaben in der BMBF-Datenbank PROFI wurden für den Zeitraum ab 1980 die Fördermittel, die im Rahmen der direkten Projektförderung an Unternehmen geflossen sind, den Förderschwerpunkten der Leistungsplansystematik zum Stand 2002 zugeordnet.

Abbildung 3.14 zeigt die Entwicklung des für FuE in der Wirtschaft bereitgestellten Förderungsvolumens im zivilen Bereich differenziert nach zusammengefassten Förderschwerpunkten. In den achtziger Jahren war die Entwicklung wesentlich durch die Aktivitäten des damaligen BMFT im Bereich der Energieforschung, und hier vor allem der nuklearen Energieforschung, geprägt. Die Förderung kerntechnischer Forschung zählte seit der Einrichtung des Bundesministeriums für Atomfragen im Jahr 1957 für längere Zeit zu den Hauptaktivitäten der wirtschaftsbezogenen Forschungsförderung des Bundes. Allein im Jahr 1982 wurde kerntechnische Forschung in Unternehmen mit €674 Mio. vom Bund finanziert. Dies ist z.B. deutlich mehr als die Mittel, die in den achtziger und neunziger Jahren in Summe für die biotechnologische Forschung in Unternehmen aufgebracht wurden. Im gleichen Zeitraum wurde auch in anderen Bereichen die Energieforschung stark ausgeweitet (fossile Energieträger, erneuerbare Energie etc.). Ab Mitte der neunziger Jahre wurde die Förderung der Energieforschung dann deutlich zurückgefahren. Heute machen die Beseitigung kerntechnischer Anlagen und die Forschung in erneuerbare Energien den Hauptanteil in diesem Förderbereich aus.

Abbildung 3.14: Entwicklung der zivilen direkten Projektförderung an die Wirtschaft 1980–1999 nach Förderschwerpunkten



Quelle: BMBF PROFI-Datenbank

Der zweitwichtigste Förderbereich ist, über den gesamten Zeitraum betrachtet, die verkehrstechnische Forschung inklusive der zivilen Luftfahrtforschung, für die Anfang der achtziger Jahre bis zu €180 Mio. pro Jahr aufgewendet wurden und die auch Ende der neunziger Jahre noch über €100 Mio. jährlich bereitgestellt bekam. Eine stärkere Fluktuation ist bei den Fördermitteln für die Informationstechnik zu beobachten, ein Förderbereich, den die Bundesregierung seit 1968 aktiv verfolgt. In den siebziger Jahren floss der größte Teil der nicht für nukleare Energieforschung bereitgestellten FuE-Förderungsmittel für Unternehmen in die damals stark mikroelektronisch ausgerichtete Forschung. Nach einem Rückgang Anfang der achtziger Jahre nahmen die an die Wirtschaft fließenden Fördermittel Ende der achtziger Jahre wieder zu. 1987 war die Informationstechnik der wichtigste Förderbereich des Bundes in der direkten Projektförderung von Unternehmen. Nach einem erneuten Rückgang der Fördergelder bis Mitte der neunziger Jahre ist die Informationstechnik heute wieder der quantitativ bedeutendste thematische Schwerpunktbereich der Forschungsförderung an Unternehmen (1999: 24% aller Mittel). Kontinuierlich an Bedeutung gewannen seit den siebziger Jahren die Themen Biotechnologie, Materi-

alforschung und Fertigungstechnik/Umwelttechnik. Zusammen wurden in den entsprechenden Fachprogrammen im Jahr 1999 rund 27% aller Mittel der direkten Projektförderung an Unternehmen vergeben (1985: erst 6,5%). Die absolute Steigerung der Fördermittel in diesem Bereich fiel jedoch weniger kräftig aus, da der Anteilsgewinn auch auf das insgesamt rückläufige Niveau der Förderung von FuE im Wirtschaftssektor zurückzuführen ist. Das durchschnittliche jährliche nominelle Wachstum der Förderung betrug in diesen drei Schwerpunktbereichen zwischen 1985 und 1999 etwas über 5%.

3.3.4 Zur Rolle kleinerer und mittlerer Unternehmen in der direkten Projektförderung

Ein Schwerpunkt der unternehmensbezogenen Forschungsförderung der Bundesregierung ist die Förderung von KMU, da bei diesen in besonderem Maße Barrieren für die Durchführung von FuE gesehen werden. Dabei zielen insbesondere die Programme der indirekten Forschungsförderung auf diese Zielgruppe ab. In der direkten Projektförderung sind zwar weiterhin Großunternehmen eindeutig die Hauptempfänger der Fachprogramme. Unter Heranziehung der KMU-Definition gemäß den “Nebenbestimmungen für Zuwendungen auf Kostenbasis 1998” gingen im Jahr 2001 aber rund €166 Mio. an direkter Projektförderung im zivilen Bereich (Summe aus BMBF- und BMWi-Mittel) an KMU. Dies entspricht knapp einem Drittel der direkten FuE-Projektförderung an Unternehmen (Quelle: Fier et al., 2002).⁸ Tabelle 3.2 zeigt den Anteil der KMU an der gesamten direkten Projektförderung im Jahr 2002 und Tabelle 3.3 den gleichen Inhalt differenziert nach Ost- und Westdeutschland.

Im Jahr 2002 ist der Anteil der KMU an der direkten Projektförderung auf etwa 36% gestiegen, obwohl die Fördersummen rückläufig waren. Die Anzahl

⁸KMU sind hier als Unternehmen definiert, “die einen Jahresumsatz von bis zu €100 Mio. aufweisen und sich zu weniger als 50% in unmittelbarem oder mittelbarem Besitz eines oder mehrerer Unternehmen mit einem Jahresumsatz von jeweils mehr als €100 Mio. befinden” (Fier et al., 2003).

Tabelle 3.2: KMU in der direkten Projektförderung an die Wirtschaft in 2002

	KMU	<i>Anteil KMU (in %)</i>	Andere ^a	Summe
Fördersummen (Tsd. €)	155.888	36,2%	274.386	430.274
Anzahl Projekte	2.238	53,9%	1.915	4.153
Anz. Zuwendungsempfänger	1.919	62,7%	1.143	3.062

Quelle: BMBF PROFI-Datenbank; Fier et al. (2003)

a) "Andere" sind im Wesentlichen Großunternehmen. Siehe Fier et al. (2003) für die exakte Definition.

der geförderten Projekte in KMU beläuft sich mit 2.238 auf einen Anteil von knapp 54%. Allerdings wird bei der Betrachtung der verschiedenen Zuwendungsempfänger auch klar, dass die KMU mit einem Anteil von knapp 63% öfter nur Zuwendungen im Rahmen eines FuE-Projektes erhalten als andere. Bei den Großunternehmen ("Andere") gibt es wesentlich weniger Zuwendungsempfänger, die aber fast die Hälfte der unterstützten Projekte ausführen. Dabei handelt es sich auch um die größeren Forschungsprojekte, da diese etwa 64% der gesamten direkten Projektförderung darstellen. Die direkte Projektförderung hat folglich nicht wie die indirekte FuE-Förderung eine Breitenwirkung bei KMU.

Ostdeutsche KMU beziehen mit etwa einem Drittel der Fördersummen, der Anzahl der Projekte sowie der Anzahl der Zuwendungsempfänger einen überdurchschnittlichen Teil der Projektförderung, da sie nur etwa 15% des deutschen Unternehmensbestandes repräsentieren. Die direkte FuE-Förderung in Ostdeutschland ist stark auf KMU ausgerichtet, was deren Bedeutung für die ostdeutsche Wirtschaft widerspiegelt, insbesondere im verarbeitenden Gewerbe, das der Hauptempfänger der Projektförderung ist. Rund 60% der in Ostdeutschland vergebenen Fördermittel entfallen auf KMU, 78% der Fördermittelempfänger sind KMU.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass ostdeutsche Unternehmen sowohl bei der indirekten Förderung als auch bei der direkten Projektförderung des Bundes einen überdurchschnittlichen Anteil der öffentlichen Unterstützung

Tabelle 3.3: KMU in der direkten Projektförderung an die Wirtschaft in 2002
differenziert nach Ost- und Westdeutschland

		KMU	Andere ^a	Summe
Fördersummen (in Tsd. €)	Westdeutschland	108.680	241.620	350.300
	Ostdeutschland	47.208	32.766	79.974
	Anteil Ost	30,3%	11,9%	18,6%
Anzahl Projekte	Westdeutschland	1.484	1.656	3.140
	Ostdeutschland	754	259	1.013
	Anteil Ost	33,7%	13,5%	24,4%
Anzahl Zuwendungs- empfänger	Westdeutschland	1.283	968	2.251
	Ostdeutschland	636	175	811
	Anteil Ost	33,1%	15,3%	26,5%

Quelle: BMBF PROFI-Datenbank; Fier et al. (2003)

a) "Andere" sind im Wesentlichen Großunternehmen. Siehe Fier et al. (2003)
für die exakte Definition.

erhalten. Das Ziel ist, vorhandene Finanzierungsengpässe und technologische Defizite abzubauen, um den wirtschaftlichen Transformationsprozess Ostdeutschlands zu stimulieren.

Auf eine detailliertere Übersicht der einzelnen FuT-politischen Maßnahmen in Ostdeutschland wird an dieser Stelle verzichtet. Ein guter Überblick über FuE-Zuschüsse sowie über geförderte Darlehen und Beteiligungen findet sich in DIW (2001a) oder im "Zweiten Fortschrittsbericht wirtschaftswissenschaftlicher Institute über die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland" (DIW/IAB/IfW/IWH/ZEW, 2003).

Kapitel 4

Finanzrestriktionen bei FuE–Aktivitäten

Dieses Kapitel ist eine überarbeitete und erweiterte Version des Diskussionspapiers:

Czarnitzki, Dirk (2002), Research and Development: Financial Constraints and the Role of Public Funding for Small and Medium-sized Enterprises, ZEW Discussion Paper No. 02–74, Mannheim.

4.1 Einleitung

Verschiedene theoretische Argumente zeigen, dass sich Investitionen in Forschungs– und Entwicklungsaktivitäten (FuE) von solchen in Kapitalgüter unterscheiden, und dass daher zu wenig in FuE investiert wird. Neben dem Argument der positiven externen Effekte von FuE und der damit verbundenen mangelhaften Aneignungsfähigkeit der Erträge sowie Unteilbarkeiten (vgl. Abschnitt 2.1), können Informationsasymmetrien zu Unterinvestitionen in FuE führen (vgl. Abschnitt 2.2). Dieses Kapitel fokussiert auf dieses durch Informationsasymmetrien induzierte Marktversagen. Wie im Abschnitt 2.2 bereits dargestellt wurde, kann es zu Finanzierungsengpässen führen, wenn Unternehmen für ihre Innovationsprojekte nicht über genug Eigenkapital verfügen und daher externe Finanzierungsquellen erschließen müssen. Durch

Informationsasymmetrien zwischen Innovator und Investor über die Qualität bzw. die Erträge der zu finanzierenden Forschungsvorhaben kann eine Diskrepanz zwischen der gewünschten Kapitalertragsrate des Innovators und des geforderten Zins des Investors entstehen, weil dieser einen Risikoaufschlag fordert. Diese Problematik tritt insbesondere bei KMU auf, da sie oft über keine Sicherheiten für entsprechende Darlehen verfügen. Ferner ist das Problem der externen Kapitalbeschaffung für junge ostdeutsche Unternehmen relevant, da sie über keine “Geschichte” verfügen. So haben potenzielle Investoren keinerlei Erfahrungswerte, auf die sie bei zweifelhaften Projekten zurückgreifen können. Diese Argumente rechtfertigen einen Staatseingriff in Form von öffentlichen Innovationsförderprogrammen, um die externen Finanzierungshürden insbesondere für KMU zu überwinden.

Dieses Kapitel stellt eine empirische Analyse vor, die untersucht, ob Finanzrestriktionen bei KMU und Großunternehmen existieren und ob öffentliche Fördermittel für FuE diese Restriktionen reduzieren. Dazu wird eine Stichprobe von deutschen Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes genutzt. Im Vergleich zu existierenden Studien für Deutschland, hat diese Analyse im Wesentlichen drei neue Merkmale:

- Sie konzentriert sich auf KMU, während andere Autoren eine Stichprobe großer Unternehmen benutzt haben. (Eine Stichprobe von Großunternehmen wird hier ebenfalls verwendet, um die Ergebnisse für KMU besser beurteilen zu können.)
- Bisherige Studien beziehen nur Firmen ein, die eigene FuE betreiben, und vernachlässigen den Umstand, dass ein großer Teil kleinerer Firmen aufgrund fehlender finanzieller Möglichkeiten möglicherweise überhaupt keine FuE-Projekte durchführt. Diese werden hier explizit berücksichtigt.
- Besonderes Augenmerk wird auf den Vergleich von ost- und westdeutschen Unternehmen sowie auf die bereitgestellten öffentlichen Fördermittel in beiden Regionen gelegt. In Ostdeutschland werden FuE-

Aktivitäten intensiv gefördert, um den Transformationsprozess zu beschleunigen. Dieser Unterschied zwischen Ost- und Westdeutschland wird für den empirischen Vergleich genutzt.

Der folgende Abschnitt beschreibt Literatur zu Finanzierungsrestriktionen bei FuE-Aktivitäten. Für die darauf folgende mikroökonometrische Analyse werden insbesondere empirische Studien zu Finanzrestriktionen aus Deutschland einbezogen. Der dritte Abschnitt dieses Kapitels beschreibt die spezielle Situation Deutschlands in Bezug auf Fördermittel für FuE: Auf der einen Seite steht der Westen, seit vielen Jahrzehnten eine industrialisierte und technologisch hoch entwickelte Region, und auf der anderen Seite der Osten, der seit der deutschen Wiedervereinigung als Transformationsregion betrachtet werden kann. Der Vergleich beider Regionen motiviert die nachfolgende ökonometrische Analyse. Zunächst wird die empirische Herangehensweise erläutert. Nach einer Beschreibung der verwendeten Daten folgt die Diskussion der Schätzergebnisse.

4.2 Literatur zu Finanzierungsrestriktionen bei FuE-Aktivitäten

FuE-Aktivitäten können als Investition in den Wissensstock eines Unternehmens interpretiert werden. Deshalb sind die Erkenntnisse der Studien über Investitionen in Anlagevermögen eine wichtige Basis für Untersuchungen zum FuE-Verhalten. In einigen Studien werden Schätzungen von FuE-Gleichungen mit Gleichungen zu Anlageinvestitionen verglichen. Investitionen in immaterielle Vermögenswerte wie FuE sind tendenziell sowohl risikoreicher als auch schwieriger zu besichern als Anlageinvestitionen. Das Auftreten von Finanzierungsrestriktionen ist hier infolgedessen wahrscheinlicher. Da der größte Teil der Literatur bereits von Hall (2002) diskutiert wurde, beziehe ich mich hauptsächlich auf drei Studien für Deutschland (Harhoff, 1998; Bond et al., 1999; und Haid/Weigand, 2001), um zu beschreiben, welche Analysen zu Finanzierungsrestriktionen bei FuE in Deutschland bereits durchgeführt wurden und um darzustellen, was

an der vorliegenden Studie neu ist.¹ Die wichtigsten Resultate von Halls Artikel können wie folgt zusammengefasst werden: Kleine und start-up Unternehmen in FuE-intensiven Industriezweigen sehen sich mit höheren Kapitalkosten je Ertragseinheit konfrontiert als große Unternehmen. Im Gegensatz dazu ist eine Finanzierungslücke bei Großunternehmen und solchen, die permanent FuE betreiben, schwieriger nachzuweisen. Es scheint jedoch klar zu sein, dass diese Firmen interne Finanzmittel für FuE-Investitionen bevorzugen. Außerdem sieht Hall einen Bedarf an Analysen, die mögliche Wirkungen öffentlicher Fördermaßnahmen genauer berücksichtigen. Aus diesen Gründen konzentriert sich die Studie zunächst auf KMU und berücksichtigt die Finanzierung durch öffentliche Fördermittel explizit.

Seit der Untersuchung von Fazzari et al. (1988) untersuchen ökonometrische Studien zu Finanzrestriktionen zwei (oder mehr) verschiedene Regime von Unternehmen: Auf der einen Seite wird eine Gruppe von Unternehmen ohne Finanzrestriktionen definiert. Von diesen wird angenommen, dass sie alle erforderlichen Mittel für jegliche Investition aufbringen können. Deshalb sollten die Ausgaben nicht empfindlich auf die Verfügbarkeit interner Mittel reagieren, z.B. auf Cash-Flow-Schocks. Auf der anderen Seite sollte bei den potenziell finanzrestringierten Unternehmen eine wesentliche Beziehung zwischen Investitionen und der Verfügbarkeit finanzieller Mittel vorliegen. Im Zusammenhang mit FuE und der Literatur über Deutschland wurden bisher die Gruppen der betrachteten Unternehmen nach Firmengröße, wobei Restriktionen bei kleineren Firmen erwartet werden, nach dem Land (Deutschland und GB) und nach der Organisationsstruktur (eigenergeführt versus managergeführt) unterteilt.

Harhoff (1998) vergleicht FuE-Aufwendungen und Anlageinvestitionen deutscher Firmen des produzierenden Gewerbes. Er betrachtet drei verschiedene ökonomische Modelle: ein Akzeleratormodell, ein Fehlerkorrekturmodell und Euler-Gleichungen. Die Stichprobe wird am Median der Firmengröße,

¹Nur die neueste Studie von Haid und Weigand (2001) ist im Überblicksartikel von Hall (2002) nicht enthalten.

gemessen durch den Umsatz, getrennt. Eine Kombination der ökonometrischen Ergebnisse der drei Modelle und zusätzliche Resultate aus Umfragen führen zu folgenden Schlussfolgerungen: Harhoff stellt schwache Effekte des Cash Flows auf die Höhe der FuE-Aufwendungen bei den kleinen sowie den großen Unternehmen und positive Cash Flow Effekte auf Anlageinvestitionen bei den kleinen Firmen fest. Die zusätzlich zur ökonometrischen Analyse genutzten Umfrageergebnisse legen nahe, dass kleinere Firmen eher unter Finanzierungsrestriktionen leiden.

Bond et al. (1999) vergleichen ebenfalls Investitionen in FuE-Vorhaben und in Sachanlagen, betrachten allerdings zwei Länder: Großbritannien und Deutschland. Das britische Finanzierungssystem wird als weniger förderlich für Langzeitinvestitionen erachtet als das deutsche. Ein Grund ist unter anderem der, dass die Aktien deutscher Firmen oft in wenigen Händen konzentriert sind, was die Informationsasymmetrie und den Interessenkonflikt zwischen Aktionären und Managern möglicherweise lindert. In Deutschland sind Banken oft im Aufsichtsrat der Firmen vertreten, was die Informationsasymmetrie zusätzlich reduziert (vgl. Bond et al., 1999, für weitere Argumente). Bond et al. schreiben, dass einige der existierenden Studien zwar einen empirischen Zusammenhang von FuE-Ausgaben und Cash-Flow finden, aber diese gefundene Beziehung zwischen den Variablen oft schwach sei. Sie schreiben dies zwei Charakteristika von Investitionen in FuE zu: Der Aufbau eines FuE-Portfolios verursacht wesentliche Sunk Costs. Zudem sind Anpassungen der Ausgabenhöhe bestehender FuE-Projekte teuer, da es sich oft um Ausgaben für Gehälter handelt. Weil das FuE-Personal meist hochqualifiziert ist, würden hohe Rekrutierungs-, Entlassungs- und Schulungskosten entstehen. Aus diesen Gründen wirken sich Finanzierungsrestriktionen möglicherweise eher auf den FuE-Status aus, d.h. auf die Entscheidung überhaupt FuE durchzuführen, als auf die Ausgabenhöhe für bestehende Forschungsprojekte (Bond et al., 1999: 3). Deshalb wird der FuE-Status mittels einer Probit-Schätzung getrennt in die Analyse einbezogen. Außerdem wird die Beziehung zwischen Anlageinvestitionen und dem Cash-Flow bei FuE-treibenden und nicht FuE-treibenden

Firmen untersucht. Die Ergebnisse der empirischen Analyse können wie folgt zusammengefasst werden: In Deutschland ist der Cash-Flow nicht informativ. In Großbritannien hingegen beeinflusst er Anlageinvestitionen, aber nicht solche in FuE. In Großbritannien korreliert der FuE-Status wesentlich mit dem Cash-Flow, nicht aber in Deutschland. Zusätzlich weist das Verhältnis von Schulden zu Kapital in Großbritannien einen signifikant negativen Koeffizienten auf. Bond et al. (1999) schlussfolgern, dass britische Firmen eher von Finanzierungsrestriktionen betroffen sind. Britische Firmen sehen sich einer höheren Lücke zwischen externen und internen Kapitalkosten gegenüber als deutsche Unternehmen. Deshalb sind sie nicht so oft bereit, sich auf Langzeitinvestitionen einzulassen. Britische Firmen, die sich dennoch dafür entscheiden, sind eine selektive Gruppe mit *deep pockets*, für die Finanzierungsrestriktionen vermutlich keine Rolle spielen.

Auch Haid und Weigand (2001) vergleichen FuE- mit Anlageinvestitionen. Sie verbinden Argumente aus Innovationsstudien und der Corporate Governance Literatur: Indem sie ihre Stichprobe in zwei Gruppen teilen — managergeführte und eignergeführte Firmen — beziehen sie unterschiedliche Organisationsstrukturen in die Betrachtung mit ein. Zudem unterscheiden Haid und Weigand verschiedene Unternehmensgrößen sowie externe und interne Finanzierungsrestriktionen. Als Maß für die externe Finanzierung werden der Verschuldungsgrad und die Veränderung von Bankkrediten über die Zeit benutzt. Sie betrachten ein Panel von 106 großen und mittleren deutschen Unternehmen, die zwischen 1987 und 1993 FuE durchgeführt haben. Im Gegensatz zu Bond et al. (1999) identifizieren Haid und Weigand Restriktionen im Bereich FuE und Investitionen sowohl durch internes als auch externes Kapital: Eigengeleitete Unternehmen sind in beiden Bereichen durch die Verfügbarkeit interner und externer Finanzierungsressourcen eingeschränkt. In managergeleiteten Firmen treten dagegen solche Restriktionen nicht auf. Eine klare Begründung für dieses Ergebnis bleiben Haid und Weigand aber schuldig. Zwar weisen sie darauf hin, dass ein Großunternehmen als Mehrheitsanteilseigner oder der Streubesitz der

Unternehmensanteile sich als Liquiditätsvorteil sowohl für FuE als auch für Sachanlageinvestitionen erweisen, jedoch gehen sie nicht detailliert auf die Unterschiede hinsichtlich Manager- versus Eignerleitung ein. Denkbar wäre als Erklärung, dass bei managergeleiteten Unternehmen z.B. Bankenvertreter im Vorstand des Unternehmens vertreten sind, und so das Prinzipal-Agenten-Problem reduziert wird.

Es gibt zwei weitere Studien, die in diesem Kontext interessant sind, obwohl sie sich ausschließlich mit Anlageinvestitionen befassen: Audretsch und Elston (2002) analysieren die Rolle unterschiedlicher Firmengrößen für Sachanlageinvestitionen. Sie unterteilen die Stichprobe in vier Gruppen unterschiedlicher Firmengröße. Die Gruppe der kleinsten Größe umfasst Unternehmen mit weniger als 500 Mitarbeitern. Diese Studie legt zwar eine repräsentativere Auswahl deutscher Firmen zu Grunde, als die drei oben zitierten Studien. Der Mittelwert der Beschäftigtenanzahl liegt aber bei Audretsch und Elston (2002) selbst in der Gruppe der kleinsten Unternehmen noch bei 310 Mitarbeitern. Audretsch und Elston zeigen, dass mittelständische Firmen mit 500 bis 5.500 Mitarbeitern finanziell eingeschränkter sind als kleine oder ganz große Unternehmen. Die Autoren verweisen wie Bond et al. (1999) auf Unterschiede zwischen dem deutschen und dem angelsächsischen Finanzierungssystem. Durch die institutionellen Gegebenheiten liegen in Deutschland bessere Bedingungen für Langfristinvestitionen nur für bestimmte Unternehmensgruppen vor. Die speziellen Strukturen in Deutschland ermöglichten es gerade KMU, langfristig Kapital zu Wettbewerbspreisen zu beschaffen. Ferner weisen Audretsch und Elston (2002) darauf hin, dass der Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße und Liquiditätsrestriktionen komplexer zu sein scheint und nicht als eine lineare Beziehung abgebildet werden kann.

Janz (1997) schätzt Eulergleichungen, um das Investitionsverhalten großer deutscher Unternehmen zu analysieren. Er bezieht Finanzierungsrestriktionen zwar nicht explizit mit ein, beschäftigt sich aber mit dem Investitionsverhalten und untersucht, warum der Eulergleichungsansatz zur

Erklärung des Firmenverhaltens oft fehlschlägt. Janz benutzt eine interessante ökonometrische Technik: Anstatt die Stichprobe vorher in verschiedene Firmengruppen zu unterteilen, wendet er einen robusten verallgemeinerten Momentenschätzer (GMM) auf die Paneldaten an. Damit ist es möglich, Ausreißer in den Daten zu identifizieren. Firmen in heterogenen Märkten verhalten sich möglicherweise unterschiedlich. So könnten “Ausreißer” z.B. sein: Unternehmen, die im vollkommenen Wettbewerb agieren, oder Monopolisten. Er schlussfolgert, dass das neoklassische Paradigma zur Erklärung des Firmenverhaltens generell geeignet ist, die Firmen aber zu heterogen sind, um durch ein einziges Modell beschrieben zu werden. Da die Gründe für das Versagen solcher Investitionsmodelle a priori unbekannt sind, erlaubt die robuste GMM-Schätzung, diese auf Basis der Daten zu identifizieren. Janz (1997) zeigt beispielsweise, dass Ausreißer oft Firmensitzverlegungen oder -übernahmen sind.

Das Neue an der hier vorliegenden Studie ist der Vergleich von Ost- und Westdeutschland. Dieser wird im folgenden Abschnitt motiviert. Außerdem konzentriert sich die Studie auf KMU, d.h. es werden hauptsächlich Unternehmen mit höchstens 500 Mitarbeitern betrachtet. Eine analoge Untersuchung erfolgt zwar auch für eine Stichprobe von Großunternehmen, allerdings in erster Linie zu Vergleichszwecken. Alle anderen Studien für Deutschland zu diesem Thema haben Stichproben großer Firmen verwendet (selbst, wenn die Gruppen in größere und kleinere Unternehmen geteilt werden).² Große Unternehmen sind aber vielleicht die falschen Untersuchungskandidaten, wenn es um die Analyse finanzieller Restriktionen geht. Gerade die Größe könnte eine Erklärung für die schwachen bzw. heterogenen Ergebnisse bezüglich der Cash-Flow-Empfindlichkeit sein, die zur Identifikation von Finanzierungsrestriktionen herangezogen wird. Zusätzlich werden in dieser Studie Unternehmen, die keine FuE betreiben, explizit berücksichtigt, weil kleinere Unternehmen oft gänzlich von FuE abgeschreckt werden anstatt einfach weniger dafür

²Der Mittelwert der Firmengröße in früheren Studien zu FuE und Finanzierungsrestriktionen ist 15.006 bei Harhoff (1998), 16.538 bei Bond et al. (1999) und 25.545 bei Haid und Weigand (2001).

aufzuwenden wie Harhoff (1998) und Bond et al. (1999) bereits aufgezeigt haben.

4.3 FuE in Ost- und Westdeutschland in den neunziger Jahren

Viele staatliche Förderprogramme in Deutschland konzentrieren sich auf die fünf neuen Länder, um Innovationen in Ostdeutschland zu unterstützen und damit das Produktivitätswachstum zu beschleunigen. Die meisten der ostdeutschen Unternehmen wurden erst nach der Wiedervereinigung 1990 gegründet, sind deshalb im Durchschnitt kleiner als die westdeutschen und kämpfen ums Überleben. In den neunziger Jahren haben die noch unterentwickelte Infrastruktur und der Zusammenbruch der osteuropäischen Märkte möglicherweise dazu beigetragen, eine positive Entwicklung Ostdeutschlands zu verhindern. Das Fehlen großer Produktionsstätten wird ebenfalls oft als Grund für die schwache ökonomische Leistung Ostdeutschlands angeführt.

Die Bundesregierung hat im FuE-Bereich versucht, diese Nachteile mittels spezieller Förderprogramme auszugleichen: Zunächst wurden alle öffentlichen FuE-Programme für ostdeutsche Firmen zugänglich gemacht. Außerdem wurden sie bevorzugt behandelt. Darüber hinaus wurden Programme ausschließlich für Ostdeutschland geschaffen und es wurde ein spezielles Venture Capital Programm ins Leben gerufen (vgl. Spielkamp et al., 1998: 93). Diese Maßnahmen der Technologiepolitik des Bundes wurden durch zusätzliche Programme der Länder ergänzt.

Tabelle 4.1 zeigt die gesamten Innovationsaufwendungen in beiden Regionen: Während Westdeutschland im Jahr 1998 € 52 Mrd. aufwendete, waren es in Ostdeutschland etwa € 4 Mrd. Der durchschnittliche ostdeutsche Produzent gibt im Vergleich zum westdeutschen Durchschnitt weniger für Innovationen aus (etwa zwei Drittel des westdeutschen Durchschnitts). Dieses Resultat liegt an der kleineren durchschnittlichen Firmengröße in Ostdeutschland. Im Gegensatz dazu ist der Anteil FuE-treibender Unternehmen höher

Tabelle 4.1: Ausgaben für Innovationen, FuE-treibende Firmen und öffentliche Förderung im produzierenden Gewerbe^a

	1994	1996	1998
Innovationsaufwendungen in Mrd. € ^b			
Westdeutschland	42,7	47,0	51,8
Ostdeutschland	3,7	2,4	3,9
Durchschnittliche Ausgaben pro Unternehmen in Tsd. € ^b			
Westdeutschland	699	861	956
Ostdeutschland	439	307	635
Anteil FuE-treibender Unternehmen (in %)			
Westdeutschland	28	39	31
Ostdeutschland	39	48	41
Anteil öffentlich geförderter Unternehmen (in %)			
Westdeutschland	7	6	8
Ostdeutschland	27	34	33

^a Anteile sind hochgerechnet auf die Grundgesamtheit;
 “FuE-treibend” bezieht sich auf Firmen, die eigene interne
 FuE-Projekte durchführen.

^b “Innovationsaufwendungen” sind nach dem OSLO-Manual
 definiert (vgl. Eurostat/OECD 1997).

Quelle: Mannheimer Innovationspanel

als im Westen, ebenso wie der Anteil derer, die öffentliche Fördermittel erhalten. Wie Tabelle 4.1 zeigt, führen 41% aller ostdeutschen Unternehmen eigene interne Forschungsprojekte durch, jedoch nur 31% der westdeutschen. Betrachtet man die öffentliche Förderung, zeigt sich, dass im Jahr 1998 ein Drittel aller ostdeutschen Firmen Mittel aus öffentlichen Quellen erhielt, gegenüber 8% der westdeutschen Unternehmen.

Es stellt sich die Frage nach dem Einfluss der öffentlichen Finanzierung von FuE-Tätigkeiten. Führen sie zu einer Reduktion der Finanzierungsrestriktionen? Wird der Kapitalmarkt außer Kraft gesetzt? Der Vergleich von Ost- und Westdeutschland wird zu einem interessanten Beispiel: Er erlaubt die Analyse der Effekte öffentlicher Förderung auf die FuE-Aktivitäten und es kann untersucht werden, ob eventuelle Finanzierungsrestriktionen dadurch reduziert werden.

Tabelle 4.2: Finanzierungsrestriktionen als Innovationshemmnis (in 1998)^a

Firmen mit Finanzierungsrestriktionen bei Innovationen (in %)		
	Westdeutschland	Ostdeutschland
Großunternehmen	9	25
KMU	6	13
Von den Firmen mit Finanzierungsrestriktionen:		
Anteil der Unternehmen ohne FuE-Aktivitäten (in %)		
	Westdeutschland	Ostdeutschland
Großunternehmen	14	3
KMU	42	28

^a Anteile sind hochgerechnet auf die Grundgesamtheit;

KMU: 5 bis 500 Mitarbeiter, Großunternehmen: mehr als 500 Beschäftigte.

Quelle: Mannheimer Innovationspanel

Zusätzlich weisen Auswertungen des MIP darauf hin, dass auch Unternehmen betrachtet werden sollten, die keine FuE betreiben. Das Fehlen finanzieller Ressourcen könnte FuE in KMU komplett verhindern, anstatt nur die Ausgabenhöhe zu reduzieren (siehe Tabelle 4.2). “Finanzierungsrestriktionen” wurden in der Erhebung 1999 des MIP im Rahmen eines Fragenblocks zu Innovationshemmnissen abgefragt. Die allgemeine Frage lautete: “Welche Auswirkungen hatten die folgenden Hemmnisfaktoren in den Jahren von 1996 bis 1998 auf ihr Unternehmen?”. Die möglichen Auswirkungen waren dabei vorgegeben als

- a) Projektlaufzeit deutlich verlängert,
- b) Projekt abgebrochen, und
- c) Projekt gar nicht begonnen.

Die Frage nach den Finanzierungsrestriktionen stellte ein Hemmnis von elf Faktoren dar und die genaue Formulierung im Fragebogen lautet: “Aus Mangel an geeigneten Finanzierungsquellen wurde ... a, b oder c (mögliche Auswirkungen). In Tabelle 4.2 wurde ein Unternehmen als Firma mit Finanzrestriktion klassifiziert, wenn mindestens ein Ereignis von a, b oder c im Fragebogen als zutreffend angegeben wurde.

In Ostdeutschland geben mehr Unternehmen an, unter Finanzierungsrestriktionen bei FuE zu leiden, als in Westdeutschland. Großunternehmen nehmen sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland eher Finanzierungsrestriktionen wahr. Dies ist nicht überraschend, da begrenzte finanzielle Möglichkeiten in Bezug zu FuE endogen sind: Firmen, die intensiv innovieren und forschen, werden ihre Grenzen eher erreichen, als solche die weniger oder nur ab und zu FuE durchführen. Es ist interessant, dass ein großer Teil der Firmen bei denen Finanzierungsrestriktionen als Innovationshemmnis auftraten, überhaupt keine FuE betreibt. In Westdeutschland schreckt das Fehlen finanzieller Ressourcen 42% der KMU gänzlich von Innovationsaktivitäten ab. Dieser Effekt betrifft KMU in beiden Teilen Deutschlands mehr als Großunternehmen. Die Ergebnisse in Tabelle 4.2 deuten ebenfalls auf die mögliche Bedeutung öffentlicher Finanzmittel für FuE in Ostdeutschland hin: Während mehr ostdeutsche Firmen Finanzierungsrestriktionen unterliegen, kehrt sich das Ergebnis ins Gegenteil um, wenn man FuE-Tätigkeiten berücksichtigt. Westdeutsche Firmen neigen mehr als ostdeutsche dazu, nicht in FuE zu investieren, wenn Finanzierungsrestriktionen vorliegen. Im Folgenden wird multivariat untersucht, ob die ostdeutschen Unternehmen durch das große Angebot öffentlicher Förderung weniger sensitiv auf Finanzierungsrestriktionen reagieren als westdeutsche.

4.4 Empirische Untersuchung

In einigen empirischen Studien, wie z.B. Harhoff (1998), werden die Spezifikationen der zu schätzenden Gleichungen direkt aus den theoretischen Investitionsmodellen abgeleitet, wie dem Akzeleratormodell oder den Eulergleichungen. Daraus ergeben sich dynamische Modelle, deren Parameter in der jüngeren Literatur oft mit einem GMM-Schätzer für dynamische Paneldaten-Modelle von Arellano und Bond (1991) berechnet werden (bzw. mit den Weiterentwicklungen von Arellano und Bover, 1995, oder Blundell und Bond, 1998). Auf Grund der vorliegenden Daten ist die Verwendung der Methodik in dieser Studie nicht möglich: Die Bezeichnung “Innovationspanel” ist irreführend. Die meisten der Unternehmen werden nur einmal

beobachtet: 76% der Firmen in Westdeutschland und 69% der Firmen in Ostdeutschland (vgl. Tabelle 4.3), weshalb die meisten verfügbaren Informationen zu den Unternehmen nur als Querschnitt vorhanden sind. Dynamische Panelmodelle können folglich nicht geschätzt werden, sondern nur gepoolte Querschnittsschätzungen zensierter Regressionsmodelle.³ Die folgende empirische Spezifikation bezieht sich so weit wie möglich auf die aus der Investitionstheorie abgeleiteten Modelle. Sofern das Datenmaterial es erlaubt, werden verzögerte erklärende Variablen verwendet, um Endogenitätsprobleme zu vermeiden.

Tabelle 4.3: Panelstruktur — Unt. des verarbeitenden Gew. bis 500 Besch.

Westdeutschland					
Beobachtungsmuster			Häufigkeiten		
1994	1996	1998	absolut	relativ	kumuliert
	X		312	30,1	30,1
X			290	28,0	58,1
		X	187	18,0	76,1
	X	X	108	10,4	86,5
X	X		67	6,5	93,0
X	X	X	47	4,5	97,5
X		X	26	2,5	100,0
			1.037	100,0	
Ostdeutschland					
Beobachtungsmuster			Häufigkeiten		
1994	1996	1998	absolut	relativ	kumuliert
X			164	31,2	31,2
	X		102	19,4	50,6
		X	96	18,3	68,8
X	X		57	10,8	80,0
	X	X	56	10,7	90,3
X	X	X	28	5,3	95,6
X		X	23	4,4	100,0
			526	100,0	

³Selbst wenn Paneldaten vorlägen, könnten diese dynamischen Paneldatenmodelle nicht direkt für zensierte abhängige Variablen eingesetzt werden. Dazu müssten z.B. die Schätzer von Honoré (1993) oder Arellano et al. (1999) verwendet werden.

Im empirischen Modell werden FuE–Aufwendungen als Funktion des Wissenskapitals der Unternehmen, der externen und internen Finanzierungsmöglichkeiten, der öffentlichen Mittel und anderer Kontrollvariablen modelliert:

$$\text{FuE} = f(\text{Wissenskapital, interne Ressourcen, externe Ressourcen, öffentliche FuE–Förderung, Firmengröße, Sektor- und Zeitdummies}).$$

Die Interpretation der Schätzergebnisse erfolgt im Sinne von Fazzari et al. (1988): Die Stichprobe wird in ost- und westdeutsche Firmen unterteilt. Reagieren die FuE–Aufwendungen einer Firmengruppe auf eine Variable, wie z.B. den externen Finanzierungsmöglichkeiten, während jene der anderen Gruppe nicht reagiert, so wird geschlussfolgert, dass Finanzierungsrestriktionen für die Firmen existieren, die auf die entsprechende Variable sensitiv reagieren. Zum Vergleich wird eine Gleichung für Anlageinvestitionen geschätzt:

$$\text{INV} = f(\text{Kapitalstock, interne Ressourcen, externe Ressourcen, Firmengröße, Sektor- und Zeitkontrollen}).$$

Im folgenden Abschnitt werden die zu Grunde liegenden Daten beschrieben und es wird dargestellt, wie die o.g. Merkmale operationalisiert werden.

4.4.1 Daten und empirische Konzeption

Die Daten stammen aus drei unterschiedlichen Quellen: dem MIP, einer Datenbank von Creditreform und der Patentdatenbank des Deutschen Patent- und Markenamtes (DPMA). Für diese Analyse können drei Wellen des MIP aus den Erhebungsjahren 1995, 1997 und 1999 verwendet werden, d.h. die Daten beziehen sich auf die Jahre 1994, 1996 und 1998. Diese Auswahl ergibt sich aus der Tatsache, dass in diesen Jahren Informationen zur Teilnahme an öffentlichen Innovationsförderprogrammen erhoben wurden. Betrachtet werden nur Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes. Die einzelnen Wirtschaftszweige des verarbeitenden Gewerbes werden zu 13 Branchen aggregiert, die in den Regressionen in Form von Branchendummies berücksichtigt werden. Die Aggregation der Wirtschaftszweige ist

in Tabelle 4.4 dargestellt.⁴ Zusätzlich werden Informationen verwendet, welche die Verfügbarkeit externer finanzieller Ressourcen widerspiegeln. Dabei handelt es sich um einen *Credit-Rating Index* von Creditreform, der größten deutschen Ratingagentur. Zudem werden Informationen zu Patentanmeldungen aus der Datenbank des DPMA mit einbezogen. Umfassende Informationen zu Patenten sind in dieser Datenbank seit 1980 verfügbar. Die drei Datenbanken werden auf der Unternehmensebene zusammengeführt.

Tabelle 4.4: Klassifikation der Wirtschaftszweige

Branchendummy	Beschreibung
1	Ernährungsgewerbe einschl. Tabakverarbeitung
2	Textil- und Bekleidungsgewerbe einschl. Ledergewerbe
3	Holz-, Papier-, Verlags- und Druckgewerbe
4	Chemische Industrie, Mineralölverarbeitung, Spalt- und Brutstoffe
5	Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren
6	Glasgewerbe, Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden
7	Metallerzeugung und -bearbeitung
8	Herstellung von Metallerzeugnissen
9	Maschinenbau
10	Herstellung von Medizin-, Mess-, Steuer- und Regelungstechnik und Optik; Nachrichtentechnik; Herstellung von Büromaschinen und Datenverarbeitungsgeräten
11	Elektrotechnik
12	Fahrzeugbau
13	Herstellung von Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, Sportgeräten, Spielwaren etc.

Da sich die Analyse zunächst auf KMU konzentriert, wird die Stichprobe

⁴Je nach Datenverfügbarkeit wird teilweise eine weitere Aggregation vorgenommen, z.B. das Zusammenführen der Branche "Metallerzeugung und -bearbeitung" mit der "Herstellung von Metallerzeugnissen" oder das Zusammenfassen von "Holz-, Papier-, Verlags- und Druckgewerbe" und "Herstellung von Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, Sportgeräten, Spielwaren etc."

Tabelle 4.5: Deskriptive Statistiken^a

	Mittelwert	Std. Abw.	Min.	Max.
Westdeutschland				
$Besch\ddot{a}ftigte_t$	142,342	128,075	2	500
$R\&D_t$	0,256	0,658	0	8,050
INV_t	0,862	1,507	0	21,664
A_{t-1}	6,059	9,887	0,008	111,074
PS_{t-1}	3,211	13,924	0	237,539
MP_{t-1}	0,581	0,494	0	1
CR_{t-1}	202,191	55,809	110	600
PCM_t	0,276	0,139	0,002	0,798
PF_t	0,120	0,325	0	1
Ostdeutschland				
$Besch\ddot{a}ftigte_t$	92,152	92,475	2	460
$R\&D_t$	0,155	0,442	0	5,889
INV_t	0,767	1,636	0	17,931
A_{t-1}	4,969	8,995	0,009	91,848
PS_{t-1}	1,368	6,118	0	88,165
MP_{t-1}	0,741	0,438	0	1
CR_{t-1}	243,390	54,564	135	600
PCM_t	0,258	0,150	0,002	0,813
PF_t	0,408	0,492	0	1

^a Beobachtungen: 1.306 in Westdeutschland, 672 in Ostdeutschland.

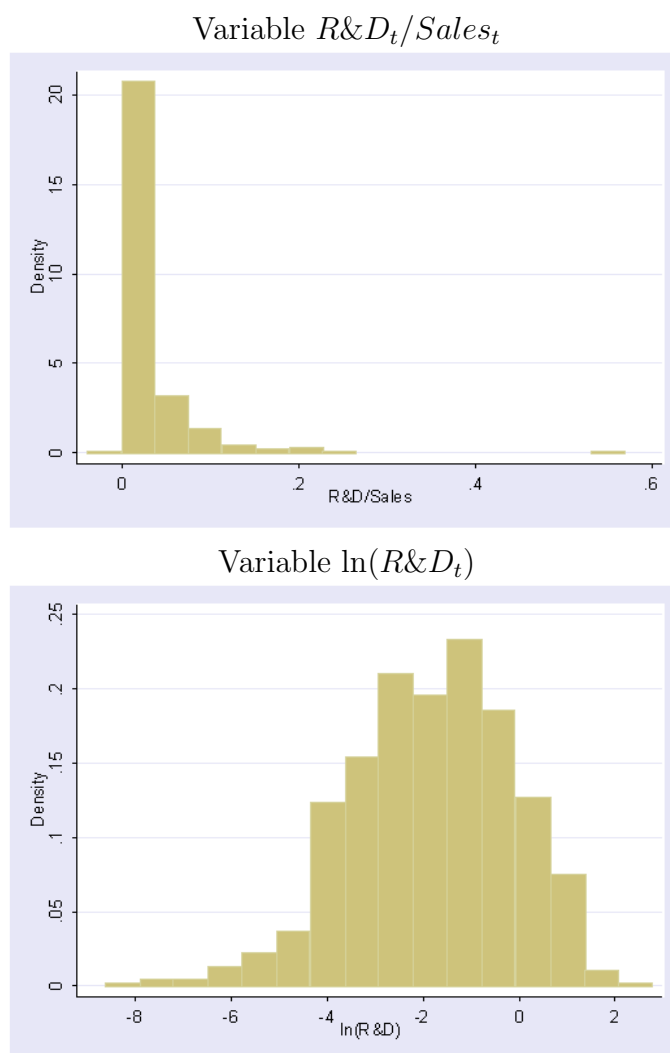
auf Unternehmen mit höchstens 500 Mitarbeitern beschränkt. Im Anschluss an diese Analysen erfolgen zum Vergleich analoge Auswertungen einer Stichprobe westdeutscher Großunternehmen.⁵ 1.332 Beobachtungen westdeutscher und 718 ostdeutscher Unternehmen werden verwendet. Deskriptive Statistiken der Variablen werden in Tabelle 4.5 dargestellt.

Die abhängige Variable ist der Logarithmus der FuE-Aufwendungen auf der Unternehmensebene ($\ln(R\&D_{it})$).⁶ Andere Studien verwenden in der Regel einen Quotienten aus FuE-Aufwendungen und dem FuE-Stock der Vorpe-

⁵Für Ostdeutschland ist dies nicht möglich, da kaum Großunternehmen existieren.

⁶Im Folgenden wird auf den Index i verzichtet. Alle Variablen sind auf der Unternehmensebene erfasst.

Abbildung 4.1: Histogramme der FuE-Tätigkeit, Stichprobe der FuE-treibenden Unternehmen in Westdeutschland



riode. Da hier kein FuE-Stock berechnet werden kann, wäre eine alternative Lösung, die FuE-Aufwendungen ins Verhältnis zum Kapital der Vorperiode zu setzen ($R\&D_t/A_{t-1}$). Eine andere übliche Normierung wäre, die FuE-Aufwendungen ins Verhältnis zum Umsatz zu setzen ($R\&D_t/Sales_t$). Problematisch ist bei beiden Maßen die Schiefe der Verteilungen (vgl. oberes Diagramm in Abbildung 4.1 für eine Darstellung der Variable $R\&D_t/Sales_t$). Zwar ist die für das Tobit-Modell benötigte Normalverteilungsannahme nicht zwangsläufig verletzt, aber erscheint bei der grafischen Betrachtung der $R\&D/Sales$ -Verteilung unplausibel (ein sehr ähnliches Bild ergibt sich für $R\&D_t/A_{t-1}$). Außerdem würden die zu schätzenden Koeffizienten empfindlich von den wenigen großen Werten abhängen, und ebenso die Varianz der Schätzung. Weiterhin würde vermutlich sehr starke Heteroskedastie auftreten, die in Tobit-Modellen zu inkonsistenten Schätzungen führt. Das Logarithmieren der FuE-Aufwendungen führt zu wesentlich besseren Verteilungseigenschaften der abhängigen Variablen (vgl. unteres Diagramm in Abbildung 4.1) und reduziert so auch die Problematik der Heteroskedastie. Zu bemerken ist ferner, dass bei der log-linearen Spezifikation implizit $R\&D_t/A_{t-1}$ geschätzt wird. Die Gleichung

$$\ln(R\&D_t) = \alpha \ln(A_{t-1}) + \beta' \ln X_t + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

entspricht exakt

$$\ln(R\&D_t/A_{t-1}) = \alpha^* \ln(A_{t-1}) + \beta' \ln X_t + \varepsilon_t, \quad (4.2)$$

wobei $\alpha^* = \alpha - 1$. Aus den verschiedenen o.g. Gründen wird die logarithmierte Spezifikation der abhängigen Variablen bevorzugt.

Der Anteil der Unternehmen mit positiven FuE-Aufwendungen liegt in beiden Regionen bei 50%.⁷ Die FuE-Aufwendungen werden mittels eines

⁷Es ist zu beachten, dass sich die Zahlen in Tabelle 4.1 auf Unternehmen beziehen, die interne eigene FuE-Projekte durchführen, die FuE-Aufwendungen hier aber auch externe Forschung enthalten (z.B. Auftragsforschung). Deshalb ist der Anteil von Firmen mit positiven FuE-Ausgaben in der verwendeten Stichprobe größer. Außerdem sind die Zahlen in Tabelle 4.1 hochgerechnet auf die Grundgesamtheit der Unternehmen in Deutschland, die Beschreibung der Stichprobe jedoch nicht.

gewichteten Preisindex für Vorprodukte, Löhne und Investitionsgüter deflationiert. Die Gewichte basieren auf der industriespezifischen Zusammensetzung der FuE-Aufwendungen aus Material-, Personalkosten und Investitionen (Quelle: Wissenschaftsstatistik, 1999). Zum Vergleich werden zusätzlich zu den FuE-Aufwendungen auch Bruttoanlageinvestitionen betrachtet ($\ln(INV_t)$), die mit dem Investitionsgüterpreisindex deflationiert werden.

Das Anlagevermögen wird als Kontrollvariable für die Unternehmensgröße verwendet und geht als verzögerte, logarithmierte Variable, $\ln(A_{t-1})$, in die Regression ein. Der quadrierte Wert $(\ln(A_{t-1}))^2$ wird ebenfalls verwendet, um eine mögliche nicht-(log)lineare Beziehung zuzulassen. Das Lag wird durch die Methode der "permanenten Inventur" berechnet. Aus

$$A_t = (1 - \delta_j)A_{t-1} + INV_t$$

folgt

$$A_{t-1} = (1 - \delta_j)^{-1}(A_t - INV_t).$$

A_t und INV_t sind im MIP erhoben worden. δ_j ist die industriespezifische Abschreibungsrate, die vom gesamten Sample des MIP berechnet wurde, d.h. von derzeit neun Wellen. Bei der Verwendung aller Wellen sind genügend Unternehmen wiederholt beobachtet worden, sodass von deren Zeitreihe des Anlagevermögens und der Investitionen eine industriespezifische Abschreibungsrate berechnet werden kann. A_t wurde mit dem Preisindex für Investitionsgüter deflationiert.

Als Kontrollvariable für die Größe des Wissenskapitalstocks wird gewöhnlich der FuE-Stock aus einer Zeitreihe von FuE-Aufwendungen der Unternehmen konstruiert. Bedingt durch die Querschnittsstruktur der hier verwendeten Innovationsdaten ist das in dieser Studie allerdings nicht möglich. Deshalb werden kumulierte Patentanmeldungen (Patentstock) als alternatives Maß benutzt (PS_t) (vgl. OECD, 1994, für eine ausführliche Diskussion zur Benutzung von Patentdaten als Wissenschafts- und Technologieindikatoren). Einerseits ist der FuE-Stock ein generalisierteres Maß für Wissen, und es

ist bekannt, dass ein bloßes Aufsummieren von Patenten das Innovationspotenzial der Unternehmen unterschätzt: Nicht jedes Forschungsergebnis wird auf Grund der eingeschränkten Patentierbarkeit neuen Wissens und der möglichen Vorliebe der Unternehmen für Geheimhaltung und Zeitvorsprünge als Schutzmaßnahme patentiert (siehe z.B. für die Vereinigten Staaten: Levin et al., 1987, Cohen et al., 2000; oder für Deutschland: König and Licht, 1995). Auf der anderen Seite ist FuE ein ungenaues Maß für das Innovationspotenzial, da nicht jede Forschungsaktivität erfolgreich ist und zu patentierbaren Ergebnissen führt. Da Patente als Maß für den Wissenskapitalstock herangezogen werden, sei noch Folgendes angemerkt: Man kann entweder Patentanmeldungen oder genehmigte Patente verwenden. In Deutschland betrug die Zahl der Anmeldungen im Jahr 2001 (1999) 61.283 (64.151), die der genehmigten Patente aber nur 15.008 (14.707) (Quelle: Deutsches Patentamt, 2000, 2001). Folglich würde bei Verwendung genehmigter Patente das Maß für den Wissenskapitalstock deutlich kleiner sein als bei der Verwendung der Anmeldungen. Geht man davon aus, dass die Patentanmeldung zeitlich nah am entsprechenden Forschungsprojekt ist, würde im Unternehmen bereits Wissenskapital vorhanden sein, dass noch nicht gezählt wird, weil es noch nicht zu einer Patenterteilung kam. Diese Verzerrung wird in den vergangenen Jahren größer, da sich die Zeiträume zwischen Anmeldung und Erteilung eines Patents in der letzten Dekade drastisch verlängert haben. Aus dieser Tatsache resultiert auch ein Datenverfügbarkeitsproblem: Patenterteilungen liegen erst einige Jahre nach der Anmeldung vor, sodass man die tatsächlich erteilten Patente erst mit großen Lags zählen kann oder aufgrund von Zeitreiheninformationen aus der Vergangenheit über die Genehmigungsquote die erteilten Patente schätzen müsste. Ein Vorteil der erteilten Patente besteht darin, dass bereits eine Qualitätsüberprüfung der FuE stattgefunden hat.

Ich bevorzuge einerseits die Patentanmeldungen, weil sie einen Bestand nützlicher Forschungsergebnisse darstellt, zumindest aus der Sicht des einzelnen Unternehmens. Da der Patentstock hier als Maß für die Menge früherer FuE-Aktivitäten benutzt wird und nicht den monetären Wert des Wissens ab-

bilden soll, ist einerseits eine Qualitätsbereinigung der Anmeldungen nicht von zentraler Bedeutung und andererseits würden erteilte Patente die FuE-Aktivitäten der Vergangenheit möglicherweise unterschätzen. Andererseits werden die Anmeldungen den Erteilungen aus datentechnischen Gründen vorgezogen, weil die Informationen über Genehmigungen für den betreffenden Zeitraum der Anmeldungen aufgrund der langen zeitlichen Verzögerung erst teilweise vorliegen. Die Datenbank des DPMA liefert eine Zeitreihe der Anzahl der Patentanmeldungen auf der Firmenebene pro Jahr seit 1980. Der Bestand der Anmeldungen wird wieder mittels der Methode der permanenten Inventur berechnet als

$$PS_t = (1 - \delta)PS_{t-1} + PA_t.$$

PA_t ist die Anzahl der Patentanmeldungen des Unternehmens in Periode t und δ ist die jährliche Abschreibungsrate des Wissenskapitalstocks, die auf 15% gesetzt wird (vgl. Hall, 1990). Es ist anzumerken, dass diese Annahme zwar in der Literatur üblich ist, aber auf keiner empirischen Evidenz oder ähnlichen Erkenntnissen beruht. Allerdings wurde festgestellt, dass die exakte Festlegung der Abschreibungsrate in Produktivitätsschätzungen keine Rolle spielt (vgl. Griliches und Mairesse, 1983). Hall (1990) merkt an, dass dies nicht verwunderlich sei, da die Variation über den Querschnitt der Unternehmen bei unterschiedlichen Abschreibungsraten gleich bleibt.

Da die Patentzeitreihe seit 1980 verfügbar ist und die verwendete Unternehmensstichprobe des MIP erst 1994 beginnt, wird der Startwert PS_{1980} für alle Unternehmen auf Null gesetzt. Die aus dieser Annahme entstehende Verzerrung verschwindet auf Grund der Abschreibungen im Laufe der Jahre und sollte deshalb in den neunziger Jahren vernachlässigbar sein. Nicht jedes Unternehmen hat ein Patent angemeldet: Lediglich 42% der westdeutschen und 26% der ostdeutschen Firmen in der Stichprobe haben einen Patentstock, der größer ist als Null. Der durchschnittliche Patentstock von Unternehmen mit wenigstens einer Anmeldung in der Beobachtungsperiode beträgt 7,6 in West- und 5,1 in Ostdeutschland. Der Patentstock in Ostdeutschland ist offensichtlich kleiner, da die meisten der dortigen

Unternehmen vor der Wiedervereinigung 1990 nicht existiert haben. Der Patentstock geht in die Regression als Verhältnis zum Anlagevermögen ein, um die Kollinearität mit der bereits verwendeten Firmengröße zu reduzieren. Um Endogenität zu vermeiden wird diese Variable um eine Periode verzögert ($\ln(PS_{t-1}/A_{t-1})$). Da die Variable in Logarithmen spezifiziert wird, hätten nicht-patentierende Firmen fehlende Werte. Diese werden deshalb auf das Minimum der beobachteten Werte in den Daten gesetzt. Die Dummyvariable MP_{t-1} zeigt an, ob das Unternehmen nicht patentiert und fängt die resultierende Verzerrung der Modifikation der Patentstockvariablen auf.

Gemäß der Standardfinanzierungshierarchie präferieren Firmen bei der Finanzierung, interne Ressourcen auszuschöpfen. Die interne Finanzierungsquelle ist der Cash-Flow. Wenn die internen Ressourcen aufgebraucht sind, wenden sich Firmen externen Finanzierungsmöglichkeiten zu, wobei diese bei unvollkommenen Kapitalmärkten teurer sein werden (vgl. Fazzari et al., 2000). Verschiedene Argumente zeigen auf, dass Fremdfinanzierung zunehmenden Grenzkosten unterliegt (vgl. Carpenter and Petersen, 2002):

1. Die Wahrscheinlichkeit finanzieller Schwierigkeiten und Insolvenz steigt mit dem Verschuldungsgrad.
2. Die Gefahr des “moral hazard” steigt mit dem Verschuldungsgrad, d.h. die Mittel werden in besonders risikoreiche Projekte investiert, die einen hohen möglichen Ertrag haben.
3. Gerade kleinere Firmen, deren Kapital zu einem Großteil firmenspezifisch oder immateriell ist, wie z.B. in High-Tech Branchen, werden hohe Kosten für Fremdfinanzierungen haben, weil die Verwendung von Wissenskapital zur Sicherung von Krediten sehr begrenzt ist.

In dieser Studie werden sowohl interne Finanzierungsquellen als auch externe berücksichtigt. Mit den vorhandenen Daten ist es allerdings nicht möglich, den Cash-Flow zu berechnen. Die Unternehmen in der Stichprobe sind KMU und die meisten sind weder börsennotiert noch verpflichtet, ihre Bilanzen zu veröffentlichen. Erforderliche Informationen aus Handelsbilanzen werden im

MIP nicht detailliert erhoben. Als Variable für die Verfügbarkeit interner Ressourcen wird daher eine modifizierte Preis–Kosten–Marge berechnet:

$$PCM_t = \frac{\text{Umsatz}_t - \text{Personalaufwendungen}_t - \text{Materialkosten}_t}{\text{Umsatz}_t}.$$

Diese Formel geht zurück auf Collins und Preston (1969) sowie Ravenscraft (1983). Leider kann die Variable auf Grund der Querschnittsstruktur der Daten nicht verzögert in die Regression aufgenommen werden. Bei vielen Unternehmen des MIP sind die notwendigen Daten für das vorangehende Jahr nicht verfügbar. FuE wird in anderen Studien wieder zum Cash Flow hinzuaddiert, da sie als Aufwendungen verbucht werden (siehe z.B. Harhoff, 1998). Allerdings sind nicht alle Bestandteile der FuE nur Aufwendungen. Gemäß der Wissenschaftsstatistik (1999), der größten deutschen Unternehmensbefragung hinsichtlich FuE–Aktivitäten, sind im verarbeitenden Gewerbe 62% der FuE–Kosten Personalaufwendungen für FuE–Beschäftigte, 31% sind Materialkosten und 7% sind Investitionen. Es werden nur Personal– und Materialaufwendungen für FuE zu den ursprünglich verfügbaren internen Mitteln zurückgerechnet. Dazu werden die Informationen zur Struktur der FuE von der Wissenschaftsstatistik auf zweistelliger Branchenebene genutzt. Der Anteil der Anlageinvestitionen an der gesamten FuE schwankt zwischen 1,5% und 27,2% zwischen den Branchen. Die Umsätze werden mit dem industriespezifischen Produktionsgüterpreisindex deflationiert, Personalkosten mit dem Index der Bruttolöhne und Materialkosten mit dem Produktionsgüterpreisindex. Durch diese Rückaddition der FuE–Aufwendungen wird zwar direkte Endogenität zwischen FuE–Aufwendungen und PCM vermieden, aber die Profitabilität kann auch ein Ergebnis früherer FuE–Tätigkeiten sein. Daher muss darauf hingewiesen werden, dass dennoch potenziell Endogenität auftreten kann. Dieses Problem wäre aber nur mit einer Instrumentierung von PCM bzw. einer simultanen Schätzung von FuE–Aufwendungen und der Preis–Kosten–Marge zu lösen, was mit den vorliegenden Daten nicht möglich ist. In den Regressionen geht die Preis–Kosten–Marge wieder in logarithmischer Form ein ($\ln(PCM_t)$).⁸

⁸Die Variable PCM kann theoretisch auch negative Werte annehmen, was in der ver-

Eine zentrale Variable ist der Indikator externer Finanzierungsrestriktionen: der gelagte Credit-Rating Index (CR_{t-1}). Ein Rating einer Firma berücksichtigt deren Wirtschafts- und Finanzierungsrisiken, wie Industriecharakteristika, Wettbewerbsposition, Management, Produktivität, Liquidität sowie deren Finanzierungsgewohnheiten und -flexibilität. So spiegelt es die gegenwärtige finanzielle Situation der Unternehmen und Erwartungen über zukünftige Entwicklungen wider. Firmen, die ein schlechtes Credit-Rating haben, werden höhere Kosten bei der Fremdfinanzierung haben als andere. Ferner werden diese Firmen Sicherheiten haben müssen, um überhaupt Kredite zu bekommen. Falls es externe Finanzierungsrestriktionen gibt, sollte der geschätzte Koeffizient signifikant von Null verschieden sein. Der gelagte Credit-Rating Index hat eine Spannweite von 100 bis 600, wobei 100 die beste Bewertung darstellt und 600 die schlechteste. Das erwartete Vorzeichen ist demnach negativ, d.h. je besser die Bewertung, desto einfacher ist es für das Unternehmen externe Gelder zu beschaffen und desto mehr FuE wird es durchführen können.

Wie bereits diskutiert wurde, ist eine wichtige Variable zum Vergleich von Ost- und Westdeutschland der Erhalt öffentlicher Mittel für FuE. Dies wird durch eine Dummyvariable erfasst (PF_t). Öffentliche Innovationsprogramme ermöglichen eine Reduktion potenzieller Finanzierungsrestriktionen und sollen den Umfang von Innovationsaktivitäten erhöhen.

Da in dieser Studie auch Unternehmen betrachtet werden, die keine FuE betreiben, ist die Anwendung zensierter Regressionsmodelle notwendig. Diese werden im folgenden Exkurs kurz dargestellt.

wendeten Stichprobe aber nicht der Fall ist. Zwar waren in der Bruttostichprobe des MIP einzelne negative Werte enthalten, aber diese wurden durch inkonsistente Angaben bei Personal- oder Materialkosten in den Fragebögen verursacht, sodass diese Beobachtungen nach einer Datenbereinigung nicht weiter berücksichtigt wurden.

4.4.2 Exkurs: Das Tobit–Modell

Sei c der Punkt, an dem die Verteilung der endogenen Variable zensiert ist (in diesem Fall von unten), y_i^* die abhängige Variable des latenten Modells und y_i dessen beobachteter Wert. Das Regressionsmodell lautet (vgl. Greene, 2000: 905ff)

$$y_i^* = \beta' \mathbf{x}_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (4.3)$$

mit

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{wenn } y_i^* > c, \\ c & \text{wenn } y_i^* \leq c, \end{cases} \quad (4.4)$$

und $y^* \sim N[\mu, \sigma^2]$. β ist der Vektor der zu schätzenden Parameter, x_i sind die Regressoren und ε ist der Störterm. Die *Log–Likelihood* Funktion für dieses zensierte Regressionsmodell ist

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{y_i > c} -\frac{1}{2} \left[\ln(2\pi) + \ln \sigma^2 + \frac{(y_i - \beta' \mathbf{x}_i)^2}{\sigma^2} \right] \\ & + \sum_{y_i \leq c} \ln \left[\Phi \left(\frac{c - \beta' \mathbf{x}_i}{\sigma} \right) \right], \end{aligned} \quad (4.5)$$

wobei Φ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung darstellt. Dieses Modell kann mit der *Maximum–Likelihood* (ML) Methode geschätzt werden.

Da möglicherweise Heteroskedastie vorliegt, werden für jede Regression *Lagrange–Multiplier* (LM) Tests durchgeführt. Wenn Heteroskedastie vorliegt, muss die Varianz modelliert werden, da sonst nicht nur die Standardfehler verzerrt sind, sondern auch die Koeffizienten inkonsistent geschätzt sein können. Gemäß Greene (2000: 912–914) wird ein Test auf multiplikative Heteroskedastie durchgeführt, da diese Form recht allgemein sei und viele andere heteroskedastische Spezifikationen als Spezialfälle umfasst. Die Varianz wird als

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 e^{\alpha' \mathbf{w}_i} \quad (4.6)$$

modelliert, wobei α den Parametervektor und \mathbf{w}_i die exogenen Variablen darstellt, die möglicherweise Heteroskedastie verursachen. Die Null–Hypothese

der Homoskedastie ist $\alpha = 0$. Die partiellen Ableitungen der Log-Likelihood Funktion unter Gültigkeit der Nullhypothese sind

$$\begin{aligned}\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} &= \sum_{i=1}^n a_i \mathbf{x}_i, \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} &= \sum_{i=1}^n b_i, \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \alpha} &= \sum_{i=1}^n \sigma^2 b_i \mathbf{w}_i.\end{aligned}$$

Dabei stellen a_i und b_i folgende Terme dar:

$$\begin{aligned}a_i &= z_i \left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma^2} \right) + (1 - z_i) \frac{\left(\frac{\phi(\theta)}{1 - \Phi(\theta)} \right)}{\sigma} \\ b_i &= z_i \left(\frac{(\varepsilon_i/\sigma^2 - 1)}{2\sigma^2} \right) + (1 - z_i) \left(\frac{(c - \beta' \mathbf{x}_i) \frac{\phi(\theta)}{(1 - \Phi(\theta))}}{2\sigma^3} \right),\end{aligned}$$

wobei $z_i = 1$ ist, wenn $y_i < c$ und gleich Null sonst. ϕ stellt die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Standardnormalverteilung an der Stelle θ mit $\theta = \frac{c - \beta' \mathbf{x}_i}{\sigma}$ dar.

Unter Gültigkeit der Nullhypothese sind $\frac{\partial \ln L}{\partial \beta}$ und $\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2}$ an den Stellen der geschätzten *Maximum-Likelihood* Werte beide gleich Null. The LM-Statistik kann dann als

$$LM = \ln L'_\alpha \mathbf{Q}_{\alpha\alpha'} \ln L_\alpha. \quad (4.7)$$

berechnet werden, wobei $\mathbf{Q}_{\alpha\alpha'}$ der rechte, untere Term in der Matrix

$$\mathbf{Q} = \left[\sum_{i=1}^n \begin{bmatrix} a_i^2 \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i' & a_i b_i \mathbf{x}_i & \sigma^2 a_i b_i \mathbf{x}_i \mathbf{w}_i' \\ a_i b_i \mathbf{x}_i' & b_i^2 & \sigma^2 b_i^2 \mathbf{w}_i' \\ \sigma^2 a_i b_i \mathbf{w}_i \mathbf{x}_i' & \sigma^2 b_i^2 \mathbf{w}_i & \sigma^4 b_i^2 \mathbf{w}_i \mathbf{w}_i' \end{bmatrix} \right]^{-1} \quad (4.8)$$

ist. Die Teststatistik ist asymptotisch χ^2 -verteilt. Die Anzahl der Freiheitsgrade entspricht der Variablenanzahl in \mathbf{w}_i . Beim Schätzen eines heteroskedastischen Modells wird σ in der Log-Likelihood Funktion (4.5) gegen

σ_i ersetzt. Als weitere Überprüfung, ob eine Kontrolle für Heteroskedastie präzisere Schätzergebnisse liefert, werden nach der Schätzung des homoskedastischen und des heteroskedastischen Modells deren Log-Likelihood Werte mittels eines *Likelihood Ratio* (LR) Tests verglichen. Dabei wird wieder die Nullhypothese der Homoskedastie $\alpha = 0$ getestet. Ein Unterschied zum LM-Test liegt darin, dass dieser auf dem geschätzten homoskedastischen Modell basiert, d.h. die tatsächliche Schätzung eines heteroskedastischen Modells ist gar nicht notwendig, um die Teststatistik zu berechnen. Der LR-Test dagegen vergleicht ex-post die beiden Log-Likelihood Werte und testet, ob die Koeffizienten des Heteroskedastieterms gemeinsam signifikant von Null verschieden sind. Der LR-Test wird wie folgt berechnet:

$$LR = -2(LL_r - LL_u). \quad (4.9)$$

Dabei stellt LL_r den Log-Likelihood Wert des restringierten Modells dar, in diesem Fall des homoskedastischen Tobit-Modells. LL_u ist der Wert des unrestringierten Modells, d.h. des heteroskedastischen Tobits. Weicht LR signifikant von Null ab, so haben die zu testenden Koeffizienten (hier: α) einen gemeinsamen Einfluss. Die Teststatistik ist χ^2 -verteilt und die Anzahl der Freiheitsgrade entspricht der Anzahl der zu testenden Variablen.

Da die Koeffizienten des Tobit-Modells nicht direkt interpretiert werden können, und so auch nicht mit denen des linearen Regressionsmodells verglichen werden können, werden marginale Effekte berechnet. Diese werden am Mittelwert der erklärenden Variablen berechnet (vgl. z.B. Greene 2000: 909):

$$\frac{\partial E(\bar{y}_i | \bar{\mathbf{x}}_i)}{\partial \bar{\mathbf{x}}_i} = \hat{\beta} \times \text{Prob}(\bar{y}_i^* > c) = \hat{\beta} \left(1 - \Phi \left(\frac{c - \bar{\mathbf{x}}_i \hat{\beta}}{\hat{\sigma}} \right) \right). \quad (4.10)$$

Zu bemerken ist, dass das Logarithmieren von y_i in der Modellspezifikation *missing values* bei den zensierten Beobachtungen verursacht, wenn $c \leq 0$, wie es hier der Fall ist. Daher werden die zensierten Beobachtungen anstatt auf Null auf den kleinsten, beobachteten positiven Wert von $\ln y_i^*$ gesetzt. Das gleiche gilt entsprechend für c . Die durch die Transformation entstehende

Verzerrung sollte hier sehr gering sein, weil es zahlreiche Firmen gibt, die sehr wenig FuE betreiben.

4.4.3 Schätzung der FuE-Gleichungen

Zunächst werden OLS Regressionen für die Unternehmen mit positiven FuE-Ausgaben durchgeführt (Spalte I in den folgenden Regressionstabellen). Danach werden Tobit-Modelle geschätzt, in denen auch die nicht-FuE-treibenden Firmen berücksichtigt werden. Zunächst wird die Annahme der Homoskedastie beibehalten (Spalte II in den Regressionstabellen). Da Heteroskedastie im Tobit-Modell nicht nur verzerrte Standardabweichungen impliziert, sondern auch inkonsistente Schätzungen der Koeffizienten, sind Tests notwendig. Nach der Schätzung der homoskedastischen Modelle werden daher LM-Tests auf (gruppenweise) multiplikative Heteroskedastie mit Industrie-, Größen- und Zeitdummys durchgeführt.

Tabelle 4.6: LM-Tests auf Heteroskedastie in den FuE-Gleichungen

Getestete Merkmale	Freiheitsgrade	χ^2 -Wert	p-Wert
Westdeutschland			
Branchendummys	12	83,22	$p < 0,0001$
Zeitdummys	2	6,29	$p = 0,0431$
Größendummys	4	16,67	$p = 0,0022$
Ostdeutschland			
Branchendummys	12	42,69	$p < 0,0001$
Zeitdummys	2	13,30	$p = 0,0013$
Größendummys	4	3,27	$p = 0,5143$

Da die Hypothese der Homoskedastie sowohl in West- als auch in Ostdeutschland abgelehnt wird (vgl. Tabelle 4.6), werden auch heteroskedastische Modelle geschätzt. In Westdeutschland wird die Varianz als Funktion der 13 Industrie-, vier Größen- und zwei Zeitdummys modelliert. In Ostdeutschland kann auf die Aufnahme von Größendummys in den Heteroskedastieterm verzichtet werden (vgl. LM-Teststatistiken in

Tabelle 4.6). Die heteroskedastischen Modelle werden in den folgenden Regressionstabellen jeweils in Spalte III aufgeführt. Marginale Effekte (Spalte IV) werden auf Basis des heteroskedastischen Tobit-Modells an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

Tabellen 4.7 und 4.8 stellen die Schätzergebnisse für die Höhe der FuE-Aufwendungen in west- und ostdeutschen KMU dar. Zunächst werden die Ergebnisse für Westdeutschland diskutiert (vgl. Tabelle 4.7): Ein LR-Test zeigt, dass der Unterschied zwischen dem homoskedastischen Tobit und dem heteroskedastischen Tobit signifikant von Null verschieden ist: $LR = -2 * (-2.525, 36 - (-2.497, 05)) = 56, 62$. Bei einer $\chi^2(18)$ -Verteilung ergibt dies einen p -Wert von $p < 0,0001$, d.h. die Hypothese der Homoskedastie wird wie beim LM-Test verworfen. Daher werden die Ergebnisse in Spalte III denen aus Spalte II vorgezogen. Die Firmengröße hat den erwarteten positiven Effekt auf die FuE-Aufwendungen. Während dieser in der Teilstichprobe der FuE-treibenden Unternehmen linear (in den Logarithmen) ist, wird er konkav, sobald Unternehmen miteinbezogen werden, die keine FuE betreiben. Der marginale Effekt zeigt, dass der Größeneffekt größer ist, wenn alle Unternehmen betrachtet werden. Dies wird auch durch das Maß für den Wissensstock bestätigt: Unternehmen mit einem größeren Verhältnis von Patentanmeldungen zu Anlageinvestitionen geben mehr für FuE-Aktivitäten aus.

Die internen finanziellen Ressourcen, die mittels der Preis-Kosten-Marge PCM gemessen werden, haben wie erwartet einen signifikant positiven Einfluss auf die FuE-Aufwendungen. Die FuE-Aktivitäten der Unternehmen reagieren auch auf externe Finanzierungsrestriktionen: Solche mit schlechtem Credit-Rating führen weniger FuE durch, was zu dem Schluss führt, dass externes Kapital eine wichtige Quelle für Innovationsaktivitäten in westdeutschen KMU ist. Außerdem ist die öffentliche Innovationsförderung PF in allen Regressionen auf dem 1% Niveau positiv signifikant. Die Unterschiede der Koeffizienten zwischen der Teilstichprobe der FuE-treibenden Firmen (Spalte I) und der marginalen Effekte der gesamten Stichprobe (Spalte

Tabelle 4.7: Westdeutschland: Schätzung der FuE-Gleichung ^a				
Abhängige Variable: $\ln(R\&D_t)$				
	I	II	III	IV
	OLS ^b	Homosked. Tobit	Heterosked. Tobit ^c	Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,651*** (0,053)	1,827*** (0,207)	1,708*** (0,191)	1,017
$(\ln(A_{t-1}))^2$	-0,003 (0,017)	-0,103* (0,056)	-0,076 (0,054)	-0,045
$\ln(PS_{t-1}/A_{t-1})$	0,237*** (0,042)	0,849*** (0,163)	0,752*** (0,146)	0,448
MP_{t-1}	0,442** (0,197)	-0,314 (0,709)	-0,723 (0,667)	-0,431
$\ln(PCM_t)$	0,254*** (0,088)	1,385*** (0,285)	1,270*** (0,274)	0,756
$\ln(CR_{t-1})$	-0,394* (0,215)	-1,723** (0,800)	-1,973** (0,775)	-1,175
PF_t	0,382*** (0,122)	4,592*** (0,512)	3,948*** (0,473)	2,351
Konstante	-0,505 (1,215)	0,548 (4,393)	-0,788 (4,624)	
Log-Likelihood	—	-2.525,36	-2.497,05	
R^2	0,4279	—	—	
Beobachtungen	672	1.306	1.306	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**,*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur FuE-treibende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie-, Größen- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

Tabelle 4.8: Ostdeutschland: Schätzung der FuE-Gleichung^a

	Abhängige Variable: $\ln(R\&D_t)$			
	I	II	III	IV
	OLS ^b	Homosked. Tobit	Heterosked. Tobit ^c	Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,717*** (0,130)	0,735** (0,324)	0,843*** (0,276)	0,512
$(\ln(A_{t-1}))^2$	-0,017 (0,031)	-0,087 (0,071)	-0,073 (0,070)	-0,044
$\ln(PS_{t-1}/A_{t-1})$	0,190* (0,112)	-0,200 (0,280)	-0,052 (0,236)	-0,032
MP_{t-1}	0,266 (0,419)	-1,856 (1,174)	-1,080 (0,993)	-0,656
$\ln(PCM_t)$	-0,184* (0,101)	0,288 (0,253)	0,447** (0,226)	0,272
$\ln(CR_{t-1})$	0,253 (0,328)	-0,008 (1,060)	-0,014 (,859)	-0,008
PF_t	0,524*** (0,196)	8,067*** (0,445)	8,174*** (0,416)	4,968
Konstante	-5,656*** (1,876)	-10,657* (5,929)	-11,290** (4,853)	
Log-Likelihood	—	-1.135,69	-1.106,63	
R^2	0,3640	—	—	
Beobachtungen	336	672	672	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**,*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur FuE-treibende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

IV) zeigen, dass die Effekte der Variablen unterschätzt werden, wenn der FuE-Status der Firmen nicht berücksichtigt wird.

Die Schätzung der Ausgaben für FuE in Ostdeutschland legt interessante Unterschiede offen (vgl. Tabelle 4.8). Das Vorliegen von Heteroskedastie wird wie von den LM-Tests auch vom LR-Test angezeigt: $LR = 29,06$, was bei einer $\chi^2(14)$ -Verteilung einen p -Wert von $p = 0,0103$ ergibt. Während westdeutsche Firmen von externen Finanzierungsrestriktionen eingeschränkt werden, kann dies bei ostdeutschen nicht festgestellt werden. Außerdem ist der Einfluss von PCM kleiner als in Westdeutschland. Abgesehen von der Firmengröße ist nur der Dummy für öffentliche Förderung signifikant von Null verschieden. Der geschätzte Koeffizient ist etwa zweimal so groß wie bei westdeutschen Unternehmen (Tabelle 4.8, Spalte IV). Die ostdeutschen Unternehmen scheinen sich hinsichtlich ihrer FuE-Aktivitäten keinen externen Finanzierungsrestriktionen gegenüberzusehen. Möglicherweise ersetzen öffentliche Förderprogramme für FuE-Aktivitäten eine externe Finanzierung am Kreditmarkt und eliminieren dabei bestehende Finanzierungsrestriktionen für FuE. Auf der einen Seite ist dieses Ergebnis positiv, da die Programme Investitionen in FuE stimulieren. Unternehmen die wegen mangelnder finanzieller Ressourcen keine FuE durchführen könnten, sind so in der Lage, ihren eigenen technologischen Wissenstock aufzubauen. Auf der anderen Seite ist es fraglich, ob es Ziel des Staates sein sollte, den Kreditmarkt vollkommen auszublenden. Es wäre denkbar, dass sich eine Art "Subventionsmentalität" aufbaut, und die Unternehmen sich nicht bemühen, ihre FuE-Aktivitäten in Zukunft selbst zu finanzieren. Dies könnte zu Ineffizienzen im FuE-Prozess führen, sodass die staatlichen Gelder zwar zu mehr FuE-Aufwendungen bei den Zuwendungsempfängern führen, diese zusätzlichen FuE-Aktivitäten in Ostdeutschland aber gar nicht zu erfolgreichen neuen Produkten oder Prozessen führen, sondern lediglich die FuE-Kapazitäten erhalten.

Diese Ergebnisse der Regressionen sind auch in Teilstichproben stabil. Tabellen 4.9 und 4.10 präsentieren die Resultate analoger Schätzungen für Unternehmen mit höchstens 200 Mitarbeitern. In Westdeutschland

Tabelle 4.9: Westdeutschland: Schätzung der FuE-Gleichung^a; Unternehmen mit höchstens 200 Mitarbeitern

	Abhängige Variable: $\ln(R\&D_t)$			
	I OLS ^b	II Homosked. Tobit	III Heterosked. Tobit ^c	IV Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,477*** (0,066)	1,261*** (0,311)	1,110*** (0,295)	0,515
$(\ln(A_{t-1}))^2$	0,024 (0,024)	-0,250*** (0,087)	-0,240*** (0,084)	-0,111
$\ln(PS_{t-1}/A_{t-1})$	0,127** (0,061)	0,556** (0,265)	0,526** (0,253)	0,244
MP_{t-1}	0,072 (0,230)	-1,442 (1,010)	-1,427 (1,103)	-0,662
$\ln(PCM_t)$	0,266** (,117)	1,478*** (0,391)	1,556*** (0,386)	0,722
$\ln(CR_{t-1})$	-0,383 (0,313)	-2,499** (1,165)	-3,155*** (1,177)	-1,464
PF_t	0,290* (0,174)	5,586*** (0,720)	5,013*** (0,687)	2,327
Konstante	-1,411 (1,802)	3,900 (6,355)	-4,677 (7,080)	
Log-Likelihood	—	-1.582,76	-1.566,71	
R^2	0,3688	—	—	
Beobachtungen	400	913	913	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**;*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummies und zwei Zeitdummies.

^b Nur FuE-treibende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie-, Größen- und Zeitdummies.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

Tabelle 4.10: Ostdeutschland: Schätzung der FuE-Gleichung^a; Unternehmen mit höchstens 200 Mitarbeitern

Abhängige Variable: $\ln(R\&D_t)$				
	I	II	III	IV
	OLS ^b	Homosked. Tobit	Heterosked. Tobit ^c	Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,472*** (0,156)	0,290 (0,369)	0,572* (0,315)	0,313
$(\ln(A_{t-1}))^2$	-0,004 (0,035)	-0,045 (0,091)	-0,011 (0,089)	-0,006
$\ln(PS_{t-1}/A_{t-1})$	-0,001 (0,142)	-0,541 (,327)	-0,184 (0,283)	-0,101
MP_{t-1}	-0,398 (0,499)	-3,106 (1,335)	-1,618 (1,125)	-0,884
$\ln(PCM_t)$	-0,011 (0,097)	0,626** (0,287)	0,730*** (0,255)	0,399
$\ln(CR_{t-1})$	-0,021 (0,362)	0,282 (1,185)	-0,063 (0,913)	-0,034
PF_t	0,521** (0,221)	8,186*** (0,499)	8,430*** (0,453)	4,605
Konstante	-3,867* (2,069)	-11,521* (6,610)	-10,777*** (5,175)	
Log-Likelihood	—	-922,76	-896,466	
R^2	0,3374	—	—	
Beobachtungen	269	582	582	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**;*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur FuE-treibende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

sind die Effekte der finanziellen Faktoren nach wie vor signifikant von Null verschieden und die marginalen Effekte bleiben ebenfalls ähnlich (vgl. Tabelle 4.9). Die öffentliche Förderung ist ebenfalls eine wichtige Determinante der FuE-Aufwendungen, was mit der Hypothese korrespondiert, dass öffentliche Programme der Technologiepolitik ein bedeutender Faktor für den FuE-Status insbesondere von kleinen Firmen sind. Die Teilnahme an einem Förderprogramm könnte als eine Art Zertifizierung dienen. Im Falle dieser "staatlichen Anerkennung" der im entsprechenden Unternehmen durchgeführten Forschung könnte möglicherweise die durch Informationsasymmetrie entstehende Finanzierungslücke reduziert werden und zusätzliche externe Finanzierungsressourcen werden verfügbar. Lerner (1999) zeigt, dass die *Awards* im Rahmen des US-amerikanischen Programms *Small Business Innovation Research* (SBIR) eine wichtige Rolle für die Zertifizierung der Qualität von Unternehmen spielen.

In Ostdeutschland sind die Ergebnisse für die gesamte Stichprobe und die der kleineren Unternehmen bis 200 Beschäftigten ebenfalls ähnlich (vgl. Tabelle 4.10). Der Koeffizient der öffentlichen Innovationsförderung PF und der internen Mittel PCM sind wieder positiv signifikant von Null verschieden, der Koeffizient der externen Mittel CR jedoch nicht. Dies bestätigt wiederum die Hypothese, dass in Ostdeutschland durch die vielen öffentlich bereitgestellten Fördermittel, der Kreditmarkt hinsichtlich der Finanzierung von FuE-Aktivitäten außer Kraft gesetzt wird. Gerade kleine Unternehmen haben erwartungsgemäß große Schwierigkeiten, die nötigen Mittel bei privaten Investoren wie Banken zu beschaffen (vgl. die Literatur in Abschnitt 4.2). Während dieses Ergebnis auch für kleine westdeutschen Firmen zutrifft, scheinen die ostdeutschen Firmen ihre FuE durch die staatlichen Förderprogramme finanzieren zu können.

4.4.4 Schätzung der Investitionsgleichungen

Zur Schätzung von Investitionsgleichungen gibt es eine umfangreiche Literatur in der Euler-Gleichungen und verwandte Modelle angewendet werden (vgl. z.B. Bond und Meghir, 1994, oder Janz, 1997). Wie bereits bei der Analyse von FuE ist dies hier nicht möglich. Die Investitionsgleichungen werden analog zu den FuE-Gleichungen spezifiziert und zu Vergleichszwecken geschätzt.

In der Abbildung 4.2 (oben) ist die Verteilung der Investitionen in Westdeutschland dargestellt. Auch hier wird aufgrund der Schiefe der Verteilung wie bei den FuE-Aufwendungen in Logarithmen geschätzt (siehe Abbildung 4.2 unten). Durch das Logarithmieren wäre die Spezifikation der endogenen Variable als $\ln(INV_t)/\ln(A_{t-1})$ vollkommen analog und würde die Schätzergebnisse bis auf den Kapitalkoeffizienten nicht verändern (vgl. Gleichungen (4.1) und (4.2)).

Bei der Analyse der Investitionsgleichungen werden nach der Schätzung homoskedastischer Modelle zunächst wieder LM-Tests auf Heteroskedastie durchgeführt (vgl. Tabelle 4.11). Auch hier wird die Hypothese der Homoskedastie verworfen. Während in Ostdeutschland Branchen-, Zeit- und Größendummys in den Heteroskedastieterm aufgenommen werden, kann in Westdeutschland auf die Zeitdummys verzichtet werden (vgl. die Teststatistiken in Tabelle 4.11).

Tabelle 4.12 zeigt die Resultate der Schätzung der Investitionsgleichungen für das Sachanlagevermögen. Die Regressionen sind analog zu den FuE-Gleichungen spezifiziert, der Patentstock und die staatliche FuE-Förderung werden nicht berücksichtigt, da von diesen Variablen kein Effekt auf die Höhe der Sachkapitalinvestitionen erwartet werden kann. In Westdeutschland sind die Resultate ähnlich wie in der FuE-Gleichung. Die Firmengröße hat einen signifikant positiven Effekt und die Investitionen reagieren auf interne und externe Finanzierungsrestriktionen mit den erwarteten Vorzeichen. Firmen

Abbildung 4.2: Histogramme der Investitionstätigkeit, Stichprobe West-deutschland

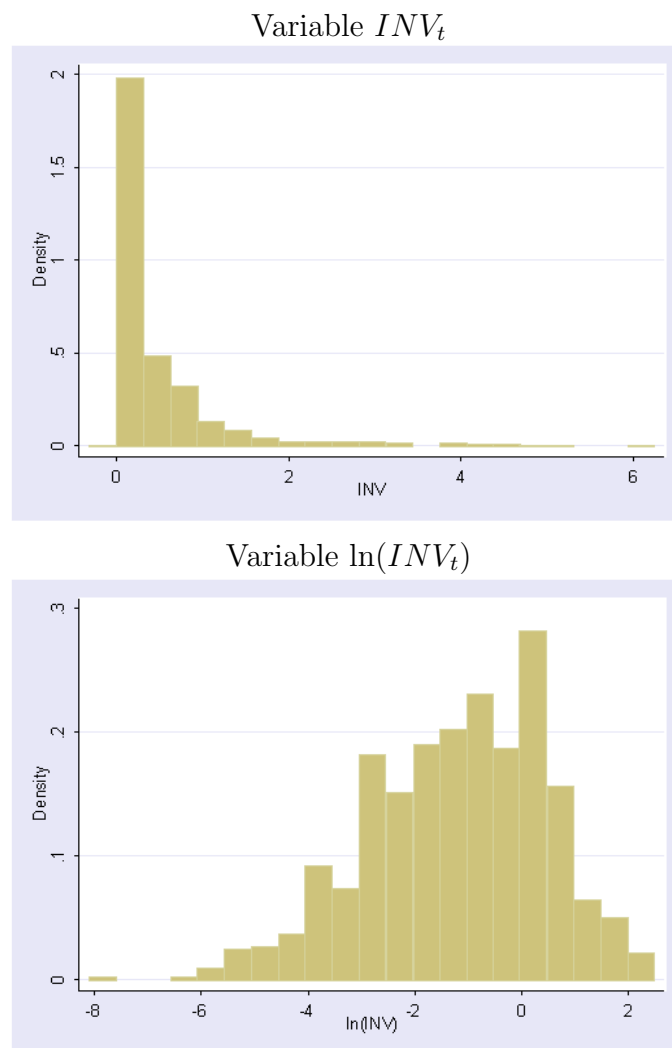


Tabelle 4.11: LM-Tests auf Heteroskedastie in den Investitionsgleichungen

Getestete Merkmale	Freiheitsgrade	χ^2 -Wert	p-Wert
Westdeutschland			
Branchendummys	12	110,88	$p < 0,0001$
Zeitdummys	2	0,21	$p = 0,9008$
Größendummys	4	176,72	$p < 0,0001$
Ostdeutschland			
Branchendummys	12	67,04	$p < 0,0001$
Zeitdummys	2	26,98	$p < 0,0001$
Größendummys	4	127,62	$p < 0,0001$

mit geringen internen Mitteln, *PCM*, oder schlechten Credit-Rating, *CR*, investieren weniger. Für Ostdeutschland sind die Regressionen der Investitionen allerdings weniger informativ. Außer der Firmengröße ist nur das Credit-Rating schwach signifikant (nur auf dem 10% Niveau; vgl. Tabelle 4.12, Spalte 3). Ein Grund mag das Fehlen einer Dummyvariablen für den Erhalt von staatlichen Subventionen für Sachanlageinvestitionen sein. Solche Subventionen existieren in Ostdeutschland ebenfalls in beträchtlichem Umfang, wenngleich ihre relative Bedeutung (in Relation zu den gesamten Anlageinvestitionen) geringer ist als im Vergleich der staatlichen Subventionsquote bei FuE-Aufwendungen.

4.4.5 Simultane Schätzung der beiden Gleichungen

In diesem Unterabschnitt wird als Ergänzung zu den obigen Modellen eine simultane Schätzung beider Gleichungen für FuE-Aufwendungen und Anlageinvestitionen durchgeführt. Eine mögliche Korrelation der Störterme beider Gleichungen kann ausgenutzt werden, um die Effizienz zu erhöhen, d.h. präzisere Schätzergebnisse zu erlangen. Möglicherweise kann so z.B. ein signifikanter Effekt der Finanzierungsrestriktionen hinsichtlich der FuE-Aktivitäten in Ostdeutschland nachgewiesen werden.

Seien y_{i1}^* und y_{i2}^* die abhängigen Variablen des latenten Modells, c_1, c_2 die

Tabelle 4.12: Schätzung der Investitionsgleichungen^a

Abhängige Variable: $\ln(INV_t)$				
	I	II	III	IV
	OLS ^b	Homosked. Tobit	Heterosked. Tobit ^c	Marginale Effekte ^d
Westdeutschland				
$\ln(A_{t-1})$	0,711*** (0,022)	0,952*** (0,041)	0,889*** (0,053)	0,889
$(\ln(A_{t-1}))^2$	0,004 (0,009)	-0,026 (0,017)	-0,066*** (0,017)	-0,066
$\ln(PCM_t)$	0,065 (0,047)	0,194** (0,087)	0,151*** (0,067)	0,151
$\ln(CR_{t-1})$	-0,703*** (0,154)	-1,041*** (0,268)	-0,600*** (0,192)	-0,600
Konstante	2,000** (0,837)	3,502** (1,461)	1,909* (1,053)	
Log-Likelihood	—	-2.791,54	-2.532,61	
R^2	0,5224	—	—	
Beobachtungen	1.245	1.306	1.306	
Ostdeutschland				
$\ln(A_{t-1})$	0,739*** (0,035)	0,882*** (0,053)	0,795*** (0,057)	0,795
$(\ln(A_{t-1}))^2$	0,016 (0,014)	-0,002 (0,023)	-0,015 (0,021)	-0,015
$\ln(PCM_t)$	-0,026 (0,074)	0,017 (0,097)	-0,002 (0,080)	-0,002
$\ln(CR_{t-1})$	-0,716** (0,325)	-0,930** (0,418)	-0,707* (0,369)	-0,707
Konstante	2,324 (1,779)	3,281 (2,314)	2,457 (2,042)	
Log-Likelihood	—	-1.391,76	-1.284,81	
R^2	0,4501	—	—	
Beobachtungen	652	672	672	

^a Standardabweichung in Klammern; *** (**, *) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur investierende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie-, Größen- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

korrespondierenden unteren Zensierungspunkte und y_{i1}, y_{i2} die beobachteten Werte. Das ökonometrische Modell lautet (vgl. Gourieroux, 2000, Kapitel 9, oder Maddala, 1983, Kapitel 7):

$$\begin{aligned} y_{1i}^* &= \beta_1' \mathbf{x}_{1i} + \varepsilon_{1i}, & i &= 1, \dots, N \\ y_{2i}^* &= \beta_2' \mathbf{x}_{2i} + \varepsilon_{2i}, & i &= 1, \dots, N \end{aligned} \quad (4.11)$$

mit

$$y_{1i} = \begin{cases} y_{1i}^* & \text{wenn } y_{1i}^* > c_1, \\ c_1 & \text{wenn } y_{1i}^* \leq c_1, \end{cases} \quad y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{wenn } y_{2i}^* > c_2, \\ c_2 & \text{wenn } y_{2i}^* \leq c_2. \end{cases} \quad (4.12)$$

Die Annahme, dass beide abhängigen Variablen gemeinsam normalverteilt sind, $(y_1^*, y_2^*) \sim N_2[\mu_1, \sigma_1^2, \mu_2, \sigma_2^2, \rho]$, führt zu der Likelihood-Funktion L , die aus vier Teilen für die verschiedenen Parameterregime besteht. Sei

$$\eta_k = \frac{y_{ki} - \beta_k' \mathbf{x}_{ki}}{\sigma_k}, \quad \text{mit } k = 1, 2,$$

und L_1 das erste Regime, in dem beide zu erklärenden Variablen nicht zensiert sind ($L_1 : y_k = y_k^*, k = 1, 2$). In diesem Fall ist der Likelihood-Beitrag die Dichte der bivariaten Normalverteilung:

$$L_1 = \prod_{\substack{y_1 = y_1^* \\ y_2 = y_2^*}} \left(2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2} \right)^{-1} \exp \left[-0.5 \frac{(\eta_1^2 + \eta_2^2 - 2\rho\eta_1\eta_2)}{1-\rho^2} \right]. \quad (4.13)$$

Wenn eine Variable zensiert ist ($y_2 = c_2$) und die andere nicht ($y_1 = y_1^*$), ist der Beitrag zur Likelihood-Funktion (vgl. Gourieroux 2000: 227)

$$L_2 = \prod_{\substack{y_1 = y_1^* \\ y_2 = c_2}} \sigma_1^{-1} \phi(\eta_1) \Phi \left(\frac{c_2 - \beta_2' \mathbf{x}_{2i} + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (y_{1i} - \beta_1' \mathbf{x}_{1i})}{\sigma_2 \sqrt{1-\rho^2}} \right), \quad (4.14)$$

wobei ϕ die Dichtefunktion der Standardnormalverteilung darstellt. L_3 ist der analoge Fall für $y_1 = c_1$ und $y_2 = y_2^*$.

Im vierten Regime sind beide Variablen zensiert ($y_1 = c_1$ und $y_2 = c_2$):

$$L_4 = \prod_{\substack{y_1 = c_1 \\ y_2 = c_2}} \Phi_2 \left(\frac{c_1 - \beta_1' \mathbf{x}_{1i}}{\sigma_1}; \frac{c_2 - \beta_2' \mathbf{x}_{2i}}{\sigma_2}; \rho \right), \quad (4.15)$$

wobei Φ_2 die Verteilungsfunktion der bivariaten Standardnormalverteilung ist. Folglich lautet die zu maximierende Likelihood-Funktion

$$L = \prod_{\substack{y_1 = y_1^* \\ y_2 = y_2^*}} L_1 \prod_{\substack{y_1 = y_1^* \\ y_2 = c_2}} L_2 \prod_{\substack{y_1 = c_1 \\ y_2 = y_2^*}} L_3 \prod_{\substack{y_1 = c_1 \\ y_2 = c_2}} L_4 \quad (4.16)$$

Die Schätzung dieses Modells ist mit den vorliegenden Daten allerdings nicht möglich, da es kaum Firmen gibt, die nicht investieren ($y_2 = INV = 0$). Daher konvergiert die Optimierung nicht. Aufgrunddessen wurde das Optimierungsproblem vereinfacht: y_2 wird nicht als zensierte, sondern als stetige Variable behandelt. Im vorliegenden Fall sollte dies aufgrund der geringen Zensierung der Anlageinvestitionen nicht zu größeren Verzerrungen führen, dafür aber die simultane Schätzung der beiden Gleichungen ermöglichen. Die Likelihood-Funktion reduziert sich dann zu

$$L = \prod_{\substack{y_1 = y_1^* \\ y_2 = y_2^*}} L_1 \prod_{\substack{y_1 = c_1 \\ y_2 = y_2^*}} L_3 \quad (4.17)$$

Anstatt ρ direkt zu schätzen, wird ein Hilfsparameter λ verwendet, um sicherzustellen, dass die Korrelation auf das Intervall $[-1; 1]$ restringiert wird: $\rho = 2/\pi * \arctan(\lambda)$.

Die Ergebnisse in Tabelle 4.13 zeigen, dass eine signifikant positive Korrelation zwischen den beiden Gleichungen vorliegt (λ ist signifikant positiv). So gewinnen die Schätzungen an Präzision, d.h. die Standardfehler der geschätzten Koeffizienten sind geringer als in den separaten Schätzungen. Durch einen LR-Test kann ebenfalls gezeigt werden, dass λ signifikant von null verschieden ist. Man vergleicht den Log-Likelihood-Wert der simultanen Schätzung mit der Summe der beiden Log-Likelihoods aus den separaten Schätzungen. Ist diese Summe signifikant größer, wird die Hypothese verworfen, dass $\lambda = 0$ ist, was implizit bei den Einzelgleichungsschätzungen unterstellt wird.

Tabelle 4.13: Simultane Schätzung der beiden Gleichungen^a

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Abhängige Variablen:			
	$\ln (R\&D_t)$	$\ln (INV_t)$	$\ln (R\&D_t)$	$\ln (INV_t)$
$\ln (A_{t-1})$	1,776*** (0,204)	0,915*** (0,037)	0,797** (0,321)	0,858*** (0,050)
$(\ln (A_{t-1}))^2$	-0,088 (0,056)	-0,008 (0,016)	-0,077 (0,071)	0,001 (0,021)
$\ln (PS_{t-1}/A_{t-1})$	0,691*** (0,163)	—	-0,179 (0,276)	—
MP_{t-1}	-0,731 (0,692)	—	-1,706 (1,153)	—
$\ln (PCM_t)$	1,393*** (0,284)	0,195** (0,083)	0,372 (0,251)	0,026 (0,092)
$\ln (CR_{t-1})$	-2,040*** (0,767)	-1,007*** (0,250)	-3,56 (1,04)	-0,862** (0,389)
PF_t	4,116*** (0,517)	—	7,917*** (0,451)	—
Constant term	1,900 (4,199)	2,732** (1,366)	-8,795 (5,832)	2,597 (2,152)
$\lambda \quad [\rho]^b$	0,605*** [0,346] (0,149)		0,424*** [0,254] (0,116)	
Log-Likelihood	-5.274,34		-2.505,49	
Beobachtungen	1.306		672	

^a Standardfehler in Klammern; ***(**,*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummies und zwei Zeitdummies.

^b $\rho = 2/\pi * \arctan(\lambda)$. Diese Transformation wurde gemacht, um sicherzustellen, dass die Determinante der Kovarianzmatrix positiv ist, d.h. $-1 < \rho < 1$.

Zwar kann bei der simultanen Schätzung der FuE- und der Investitionsgleichung ein Effizienzgewinn erlangt werden, aber die Aussagen der Einzelgleichungsschätzungen verändern sich nicht. Wie gehabt weisen im Westen die internen und externen Finanzierungsressourcen signifikant von null verschiedene Koeffizienten in der FuE- und der Investitionsgleichung auf. Der Förderdummy in der FuE-Gleichung bleibt ebenfalls positiv signifikant. Im Osten hat wiederum der Förderdummy den größten Einfluss auf die FuE-Tätigkeit und die Finanzierungsrestriktionen haben keinen messbaren Einfluss. Nur in der Investitionsgleichung ist der Koeffizient des Credit-Ratings signifikant negativ.

Die Schätzung eines heteroskedastischen Modells war nur mit einer reduzierten Spezifikation des Heteroskedastieterms möglich. Die Schätzung mit jeweils 13 Branchendummies für Modellierung der Varianz in der FuE- und der Investitionsgleichung konvergierte nicht. Stattdessen sind in Tabelle 4.14 die Ergebnisse der Schätzungen mit zwei Jahresdummies und der Unternehmensgröße (gemessen durch das Kapital) dargestellt. Es zeigt sich auch hier, dass sich die Ergebnisse wenig ändern. Lediglich im Osten wird die Preis-Kosten-Marge schwach signifikant, was in den Einzelgleichungsschätzungen nicht der Fall war. Außerdem ist im heteroskedastischen Fall in Westdeutschland die Korrelation der Störterme nicht mehr signifikant von Null verschieden. Dies hat aber keine Folgen auf die ökonomischen Aussage der geschätzten Modelle.

4.4.6 Zum Vergleich: FuE westdeutscher Großunternehmen

Ein interessanter Vergleich zu den vorhergehenden Analysen sind analoge Regressionen für Großunternehmen. Die bisherigen Ergebnisse aus der Literatur weisen darauf hin, dass Großunternehmen finanziell nicht oder zumindest weniger durch externe Ressourcen beschränkt sind als KMU. Diese vergleichende Untersuchung ist nur für westdeutsche Firmen möglich, da für Ostdeutschland die Stichprobengröße der Firmen mit über 500 Beschäftigten nicht für eine Regressionsanalyse ausreicht.

Tabelle 4.14: Simultane Schätzung der FuE- und Investitionsgleichung mit Heteroskedastie^a

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Abhängige Variablen:			
	$\ln (R\&D_t)$	$\ln (INV_t)$	$\ln (R\&D_t)$	$\ln (INV_t)$
$\ln (A_{t-1})$	1,954*** (0,251)	0,992*** (0,060)	0,776** (0,310)	0,840*** (0,056)
$(\ln (A_{t-1}))^2$	-0,116* (0,061)	-0,041** (0,019)	-0,053 (0,073)	-0,005 (0,021)
$\ln (PS_{t-1}/A_{t-1})$	0,813*** (0,163)	—	-0,136 (0,251)	—
MP_{t-1}	-0,441 (0,707)	—	-1,498 (1,067)	—
$\ln (PCM_t)$	1,376*** (0,286)	0,177** (0,073)	0,415* (0,245)	-0,015 (0,078)
$\ln (CR_{t-1})$	-1,801** (0,776)	-0,911*** (0,220)	-0,605 (0,977)	-0,843** (0,427)
PF_t	4,357*** (0,514)	—	8,001*** (0,419)	—
Constant term	0,476 (4,317)	2,631** (1,202)	-7,480 (5,458)	2,633 (2,366)
$\lambda \quad [\rho]^b$	0,213 [0, 133] (0,135)		0,403*** [0, 244] (0,110)	
Log-Likelihood	-5.192,46		-2.463,84	
Beobachtungen	1.306		672	

^a Standardfehler in Klammern; ***(**;*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummies und zwei Zeitdummies. Heteroskedastiet Terme enthalten Jahresdummies und Firmengröße.

^b $\rho = 2/\pi * \arctan(\lambda)$. Diese Transformation wurde gemacht, um sicherzustellen, dass die Determinante der Kovarianzmatrix positiv ist, d.h. $-1 < \rho < 1$.

Tabelle 4.15: Panelstruktur der westdeutschen Großunternehmen

Beobachtungsmuster			Häufigkeiten		
1994	1996	1998	absolut	relativ	kumuliert
X			86	31,4	31,4
	X		78	28,5	59,9
		X	53	19,3	79,2
X	X		20	7,3	86,5
	X	X	15	5,5	92,0
X	X	X	13	4,7	96,7
X		X	9	3,3	100,0
			274	100,0	

Tabelle 4.16: Deskriptive Statistiken: Westdeutsche Großunternehmen^a

	Mittelwert	Std. Abw.	Min.	Max.
Westdeutschland				
Beschäftigte _t	2.065	4.536,05	504	52.848
<i>R&D_t</i>	8,835	29,456	0	288,825
<i>INV_t</i>	16,007	40,824	0,102	372,127
<i>A_{t-1}</i>	113,141	379,889	1,485	3.701,65
<i>PS_{t-1}</i>	55,563	138,655	0	1.139,482
<i>MP_{t-1}</i>	0,183	0,388	0	1
<i>CR_{t-1}</i>	172,107	43,925	100	349
<i>PCM_t</i>	0,267	0,135	0,009	0,718
<i>PF_t</i>	0,370	0,483	0	1

^a 338 Beobachtungen.

Die Stichprobe der westdeutschen Großunternehmen umfasst 338 Beobachtungen und enthält dabei 284 verschiedene Unternehmen (vgl. Tabelle 4.15). Fast 80% der Unternehmen sind nur einmal erfasst. Von 338 Beobachtungen sind aber nur 16% zensiert, d.h. dieser Anteil der Unternehmen betreibt keine FuE. Bei den Unternehmen bis 500 Beschäftigten sind es 49%. Dies unterstreicht nochmals, dass die Unternehmensgröße eine wichtige Rolle für den FuE-Status spielt.

In der Tabelle 4.16 sind die deskriptiven Statistiken für die Großunternehmen dargestellt. Die größenabhängigen Merkmalswerte sind im Durchschnitt um ein Vielfaches höher als bei den KMU (z.B. *R&D* und *A*). Ferner haben etwa 82% der Großunternehmen mindestens ein Patent angemeldet, während es bei den KMU nur 42% sind. Die Proxy für die Preis-Kosten-Marge liegt mit 27% in etwa gleich hoch, aber das Credit-Rating ist mit 172 im Durchschnitt 30 Punkte besser. Zu bemerken ist, dass kein Großunternehmen das schlechteste Rating von 600 hat (im Gegensatz zu den KMU). Das Maximum des Ratings liegt hier lediglich bei 349. Während von den KMU nur 12% öffentliche Forschungsförderung erhielten, erreichen die Großunternehmen eine Quote von 37%.

Tabelle 4.17: LM-Tests auf Heteroskedastie: FuE westdeutscher Großunternehmen

Getestete Merkmale	Freiheitsgrade	χ^2 -Wert	p-Wert
Branchendummies	11	82,02	$p < 0,0001$
Zeitdummies	2	4,752	$p = 0,0929$
Größendummy	1	0,0032	$p < 0,9590$

Auf Basis der homoskedastischen Schätzung wurden wieder LM-Tests auf gruppenweise multiplikative Heteroskedastie vorgenommen (vgl. Tabelle 4.17). Hier wurde nur ein Größendummy für die Unternehmen mit mehr als 1.000 Beschäftigten verwendet. Die Teststatistiken zeigen an, dass Branchen- und Jahresdummies im Heteroskedastieterm berücksichtigt werden sollten. Der Größendummy verursacht laut den LM-Test keine Heteroskedastie. Hier sind die LM-Tests und ein nach einem vollspezifizierten heteroskedastischen Modell (inkl. Branchen-, Zeit- und Größendummies) durchgeführter LR-Test allerdings widersprüchlich. Schätzt man ein restringiertes Modell ohne den Größendummy in der Varianzmodellierung, verschlechtert sich die Anpassung der Regressionsfunktion signifikant. Daher werden im Folgenden die Ergebnisse inklusive Größendummy gezeigt (vgl. Tabelle 4.18).⁹

⁹Die Aussage der Modelle änderte sich aber nicht wesentlich.

Tabelle 4.18: Westdeutsche Großunternehmen: Schätzung der FuE–
Gleichung^a

Abhängige Variable: $\ln(R\&D_t)$				
	I	II	III	IV
	OLS ^b	Homosked. Tobit	Heterosked. Tobit ^c	Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,845*** (0,264)	1,386*** (0,431)	1,588*** (0,353)	1,558
$(\ln(A_{t-1}))^2$	-0,006 (0,028)	-0,070 (0,051)	-0,084** (0,039)	-0,082
$\ln(PS_{t-1}/A_{t-1})$	0,139*** (0,063)	0,111 (0,092)	0,165** (0,073)	0,162
MP_{t-1}	0,252 (0,370)	-0,807 (0,576)	-0,437 (0,517)	-0,428
$\ln(PCM_t)$	0,257* (0,137)	0,484** (0,243)	0,397** (0,206)	0,389
$\ln(CR_{t-1})$	-0,729** (0,365)	-1,775*** (0,609)	-1,671*** (0,526)	-1,639
PF_t	0,465*** (0,178)	1,762*** (0,318)	1,498*** (0,247)	1,470
Konstante	0,747 (1,966)	3,705 (3,413)	2,159 (3,036)	
Log–Likelihood	—	-721,91	-681,59	
R^2	0,5532	—	—	
Beobachtungen	284	338	338	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**;*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 12 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur FuE–treibende Firmen. Standardabweichungen sind White–heteroskedastie–konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie-, einen Größen- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

Durch die geringere Zensierungsquote in den Daten sind die Ergebnisse der OLS- und Tobit-Modelle nicht so verschieden wie noch bei den KMU. Entgegen der Vermutung, dass die Variablen der Finanzierungsressourcen eine geringere Rolle spielen, ist sowohl das Maß für interne (*PCM*) als auch das für externe Finanzierungsquellen (*CR*) signifikant. Der Förderdummy ist ebenfalls positiv, allerdings ist der marginale Effekt mit 1,40 bedeutend kleiner als bei den KMU. Das Credit-Rating hat einen ähnlichen Effekt wie bei KMU. Sind die Großunternehmen also genauso durch externe Finanzierungsrestriktionen beschränkt wie KMU? Zum einen steht dieses Ergebnis nicht im Widerspruch mit der existierenden Literatur: “Großunternehmen” sind hier mit durchschnittlich 2.065 Beschäftigten immer noch wesentlich kleiner als die Unternehmen, die in existierenden Studien für Deutschland als Datenbasis dienten (vgl. Abschnitt 4.2). Zum anderen sind die Stichprobenmittelwerte, an denen die marginalen Effekte ausgewertet sind, in beiden Gruppen sehr verschieden, sodass ein Vergleich zwischen den Gruppen nicht sinnvoll ist. Zur besseren Interpretation verwende ich im folgenden Abschnitt das gesamte Sample in einer Regression und analysiere die Größeneffekte durch Interaktionsterme der Variablen.

4.4.7 FuE-Gleichung der gesamten Stichprobe

Um zu zeigen, dass die Unternehmensgröße eine nicht unbedeutende Rolle bezüglich des Einflusses externer Finanzierungsrestriktionen spielt, wird das Credit-Rating in fünf einzelne Variablen zerlegt. Es werden anstatt $\ln(CR_{t-1})$ fünf einzelne Variablen gebildet. EMP_k , mit $k = 20, 40, 60, 80$, bezeichnet dabei das Quantil der Beschäftigtenanzahl.

$$\begin{aligned} \ln(CR_{t-1})^{Q1} &= \begin{cases} \ln CR_{t-1}, & \text{wenn } EMP \leq EMP_{20}; \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases} \\ \ln(CR_{t-1})^{Q2} &= \begin{cases} \ln CR_{t-1}, & \text{wenn } EMP_{20} < EMP \leq EMP_{40}; \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases} \\ \ln(CR_{t-1})^{Q3} &= \begin{cases} \ln CR_{t-1}, & \text{wenn } EMP_{40} < EMP \leq EMP_{60}; \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases} \\ \ln(CR_{t-1})^{Q4} &= \begin{cases} \ln CR_{t-1}, & \text{wenn } EMP_{60} < EMP \leq EMP_{80}; \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases} \end{aligned}$$

$$\ln(CR_{t-1})^{Q5} = \begin{cases} \ln CR_{t-1}, & \text{wenn } EMP > EMP_{80}; \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$$

So können unterschiedliche Auswirkungen des Credit-Ratings bei variierender Unternehmensgröße herausgearbeitet werden. Der Rest der FuE-Gleichung bleibt unverändert (vgl. Tabelle 4.19). Die Stichprobe umfasst im Westen dann insgesamt 1.644 Beobachtungen und im Osten 689, d.h. für Ostdeutschland werden nur 17 Beobachtungen von Unternehmen hinzugefügt, die mehr als 500 Mitarbeiter haben. Auf die Darstellung der Schätzergebnisse für Ostdeutschland wird an dieser Stelle verzichtet. Die Credit-Rating-Regressoren waren wie bereits in den Tabellen 4.8 und 4.10 insignifikant. Auch direkte Interaktionen des Credit-Ratings mit der Unternehmensgröße lieferten keine anderen Ergebnisse.

Für die westdeutschen Unternehmen ergibt die Interaktion des Ratings mit der Größe in der Regression interessante Ergebnisse: Mit zunehmender Unternehmensgröße verringert sich die Bedeutung der externen Finanzierungsrestriktionen. Zwar bleiben alle Rating-Regressoren signifikant von null verschieden, aber der Einfluss nimmt quasi linear mit der Unternehmensgröße ab (vgl. Tabelle 4.19, Spalte III). Der marginale Effekt verringert sich von $-1,37$ für das erste Quintil auf $-0,831$ für das letzte Quintil der Beschäftigtenanzahl. Insbesondere KMU werden in ihren Innovationsmöglichkeiten durch ihre externen Finanzierungsmöglichkeiten eingeschränkt. Dieses Resultat steht im Einklang mit den bisher in der Literatur dokumentierten Ergebnissen.

4.4.8 Modifikationen des Modells

Fehlende Kapitalkosten in der Preis-Kosten-Marge

Die Variable *PCM* wird als Proxyvariable für die internen Ressourcen der Unternehmen verwendet. In der in der Literatur üblichen Form werden in diesem Maß aber die Kapitalkosten vernachlässigt, die eine wichtige Determinante der tatsächlichen Preis-Kosten-Marge darstellen. Zum einen liegen Zinsaufwendungen in Bilanzen nur für das Fremdkapital vor, aber nicht für das Eigenkapital, bei dem implizit Opportunitätskosten entstehen, wenn es in

Tabelle 4.19: Westdeutsche KMU und Großunternehmen: Schätzung der FuE-Gleichung^a

	Abhängige Variable: $\ln(R\&D_t)$			
	I OLS ^b	II Homosked. Tobit	III Heterosked. Tobit ^c	IV Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,318*** (0,063)	0,924*** (0,199)	0,792*** (0,195)	0,551
$(\ln(A_{t-1}))^2$	0,053*** (0,008)	-0,023 (0,030)	-0,006 (0,027)	-0,004
$\ln(PS_{t-1}/A_{t-1})$	0,191*** (0,037)	,379*** (0,118)	0,235** (0,101)	0,163
MP_{t-1}	0,376*** (0,160)	-1,681 (0,518)	-2,168 (0,492)	-1,509
$\ln(PCM_t)$	0,300*** (0,079)	1,285*** (0,228)	1,212*** (0,211)	0,844
$\ln(CR_{t-1})^{Q1}$	-0,533*** (0,187)	-1,631*** (0,620)	-1,968*** (0,570)	-1,370
$\ln(CR_{t-1})^{Q2}$	-0,474*** (0,183)	-1,454** (0,619)	-1,741*** (0,568)	-1,211
$\ln(CR_{t-1})^{Q3}$	-0,396** (0,186)	-1,324** (0,626)	-1,598*** (0,573)	-1,112
$\ln(CR_{t-1})^{Q4}$	-0,293 (0,187)	-1,112* (0,628)	-1,305** (0,575)	-0,908
$\ln(CR_{t-1})^{Q5}$	-0,178 (0,192)	-0,997 (0,639)	-1,194** (0,583)	-0,831
PF_t	0,440*** (0,101)	3,883*** (0,373)	3,017*** (0,322)	2,100
Konstante	-0,606 (1,035)	-0,790 (3,417)	-1,088 (3,319)	
Log-Likelihood	—	-3.404,82	-3.338,21	
R^2	0,6272	—	—	
Beobachtungen	956	1.644	1.644	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**;*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur FuE-treibende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie-, Größen- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

einem Unternehmen angelegt wird anstatt z.B. in festverzinslichen Wertpapieren. Eine Lösung wäre, beim Eigenkapital die gleiche Verzinsung zu unterstellen wie beim Fremdkapital. Zum anderen liegen oft — wie in dieser Studie — auch keine Bilanzdaten und somit auch keine Information über Zinsaufwendungen der Unternehmen vor. Werden die Kapitalkosten ignoriert, wird der Wert von *PCM* von der Kapital–Umsatz–Relation mitbestimmt. Eine Möglichkeit Kapitalkosten wenigstens approximativ zu berücksichtigen, besteht darin, die Variable *PCM* auf den Quotienten aus Sachanlagevermögen und Umsatz zu regressieren und die Residuen dieser “Hilfsregression” als korrigierte *PCM* zu verwenden. Der Koeffizient der Variable ‘Sachanlagevermögen/Umsatz’ sollte negativ sein und der Koeffizient stellt den Zinssatz dar. Allerdings wird für alle Unternehmen in diesem Fall der gleiche Zinssatz unterstellt. Durch Interaktionsterme, bspw. mit Branchendummies, können Unterschiede zwischen verschiedenen Unternehmensgruppen modelliert werden. Diese Modifikation der Variable *PCM* wurde vorgenommen und die oben genannten Modelle wurden neu geschätzt. Im Durchschnitt liegt der geschätzte Koeffizient vom Sachanlagevermögen/Umsatz bei etwa acht Prozentpunkten. Unter Verwendung der modifizierten *PCM* ändern sich zwar die Koeffizienten der Variablen in den FuE- und Investitionsgleichungen geringfügig, aber die Signifikanzniveaus und so auch die sich ergebenden Schlussfolgerungen zum FuE–Verhalten bleiben bestehen.¹⁰

Ergänzung weiterer Modellvariablen

Wie bereits erläutert wurde, können in dieser Studie aufgrund der Datenlage keine Paneldatenmodelle geschätzt werden. In der Literatur wurden vergleichbare Spezifikationen geschätzt — allerdings häufig unter Berücksichtigung unternehmensspezifischer “fixer Effekte”. Da dies hier nicht möglich ist, wird das Modell stattdessen um weitere Variablen erweitert, um zu überprüfen, ob die gefundenen Ergebnisse bei Einbeziehung weiterer Firmencharakteristika robust bleiben. Durch die Einbeziehung weiterer

¹⁰Am stärksten ist der Koeffizient des Sachanlagevermögens betroffen: Dieser wird in den meisten Schätzungen deutlich kleiner und im Gegenzug wird der Koeffizient der *PCM* größer, was die Bedeutung der internen Ressourcen unterstreicht.

Variablen wird zuvor unbeobachtete Heterogenität weiter reduziert.

Tabelle 4.20: Deskriptive Statistiken der neuen Variablen

	Mittelwert	Std. Abw.	Min.	Max.
Westdeutschland				
$\ln(EXP_t)$	-3,392	3,677	-11,513	0
$\ln(IMP_{t-1})$	-1,419	0,678	-3,051	0,553
$\ln(HHI_{t-1})$	3,021	1,187	1,156	6,069
$\ln(SHARE_t)$	-6,602	1,912	-11,889	-0,045
$\ln(AGE_t)$	3,572	0,922	0,693	5,293
Ostdeutschland				
$\ln(EXP_t)$	-6,647	4,480	-11,597	0
$\ln(IMP_{t-1})$	-1,504	0,619	-3,051	0,494
$\ln(HHI_{t-1})$	3,076	1,211	1,156	6,345
$\ln(SHARE_t)$	-7,808	1,657	-12,457	-1,620
$\ln(AGE_t)$	1,887	0,480	1,099	4,852

^a Beobachtungen: 1.626 in Westdeutschland, 688 in Ostdeutschland.

Als weitere Merkmale werden Variablen aufgenommen, die die Wettbewerbssituation beschreiben. Der nationale Wettbewerb wird durch die Branchenkonzentration auf NACE-Drei-Steller-Ebene gemessen als Hirschmann-Herfindahl-Index in die Regressionsgleichung eingefügt. Die Variable geht als Logarithmus der Konzentration der Vorperiode in die Regression ein ($\ln(HHI_{t-1})$). Der internationale Wettbewerb wird berücksichtigt über die Exportquote (Exporte als Anteil am Gesamtumsatz) gemessen in logarithmischer Form auf Unternehmensebene ($\ln(EXP_t)$). Im Idealfall sollte die Exportquote ebenfalls als verzögerte Variable verwendet werden, um Simultanität zu vermeiden, weil eine hohe Exportquote auch durch technisch überlegene Produkte hervorgerufen werden kann. Die Verwendung eines Lags für diese Variable ist mit den vorliegenden Daten allerdings nicht möglich. Eine Verzerrung ist jedoch unwahrscheinlich, da heutige FuE-Ausgaben erklärt werden und diese erst in zukünftigen Perioden zu Produktinnovationen führen. Um den Logarithmus der Exportquote zu bilden, wurde der Wert der Variablen für nicht exportierende Firmen analog

wie beim Patentstock auf das positive Minimum gesetzt. Während nur rund 14% der westdeutschen Firmen ausschließlich auf dem inländischen Markt tätig sind, weisen etwa 41% der ostdeutschen Firmen keinerlei Exportaktivität auf.¹¹

Zusätzlich wird die Importquote der Vorperiode auf Branchenebene (Umsatz von importierten Waren einer Branche im Verhältnis zum Produktionswert einer Branche) ($\ln(IMP_{t-1})$) als weiterer Regressor verwendet. Ausländische Unternehmen, die auf den heimischen Markt drängen, können auch die Innovationstätigkeit der inländischen Unternehmen stimulieren (vgl. z.B. Bertschek, 1995). Der internationale Handel wird in beiden Fällen die Wettbewerbsintensität erhöhen. Die Hypothesen über die Wirkung des Wettbewerbs auf Innovationen sind seit der ersten Diskussion durch Schumpeter kontrovers. Für Schumpeter hat ein eingeschränkter Wettbewerb positive Wirkungen auf die Innovationstätigkeit von Unternehmen, während andere das Gegenteil erwarten (vgl. z.B. Geroski, 1994, sowie für zwei konträre Untersuchungen Lee und Wilde, 1980, sowie Loury, 1979).¹² Der Marktanteil ($\ln(SHARE)$) gemessen als Anteil des Umsatzes eines Unternehmens am Branchenumsatz (ebenfalls auf NACE–Dreisteller–Ebene) besitzt bei einigen Oligopolmodellen eine zentrale Rolle und wird auch bei empirischen Studien zur Erklärung der FuE–Tätigkeit herangezogen. Diese Größe kann die Auswirkung von Unternehmensmacht oft besser ausdrücken als etwa die Konzentrationsrate, die für alle Unternehmen in einer Branche den selben Wert annimmt.

Als weitere Kontrollvariable wird das Unternehmensalter ($\ln(AGE)$) herangezogen. Es liegt nahe, dass junge Unternehmen besonders innovativ sind, da ein Markteintritt häufig Folge eines Innovationsprozesses ist. Die deskriptiven Statistiken der neuen Variablen sind in Tabelle 4.20 dargestellt.

¹¹Die Berücksichtigung einer Dummyvariablen für Nicht–Exporteure brachte in den Regressionen keine Veränderung und entfällt daher in der Spezifikation, die in den folgenden Ergebnistabellen dargestellt ist.

¹²Bereits Schumpeter diskutierte die Rolle von etablierten Unternehmen und (potenziellen) Konkurrenten kontrovers (vgl. Schumpeter, 1934 und 1942).

Tabelle 4.21: Westdeutschland: Schätzung der modifizierten FuE-Gleichung^a

	Abhängige Variable: $\ln(R\&D_t)$			
	I OLS ^b	II Homosked. Tobit	III Heterosked. Tobit ^c	IV Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,465*** (0,057)	0,907*** (0,185)	0,953*** (0,173)	0,674
$(\ln(A_{t-1}))^2$	0,031*** (0,007)	-0,035 (0,029)	-0,044*** (0,025)	-0,031
$\ln(PS_{t-1}/A_{t-1})$	0,198*** (0,036)	0,356*** (0,116)	0,238** (0,098)	0,168
MP_{t-1}	0,376** (0,156)	-1,547 (0,510)	-1,870*** (0,479)	-1,322
$\ln(PCM_t)$	0,289*** (0,091)	1,335*** (0,226)	1,195*** (0,210)	0,845
$\ln(CR_{t-1})$	-0,514*** (0,182)	-1,633*** (0,620)	-1,691*** (0,573)	-1,196
PF_t	0,417*** (0,100)	3,591*** (0,367)	2,797*** (0,316)	1,977
$\ln(EXQU_t)$	0,073*** (0,021)	0,391*** (0,048)	0,381*** (0,048)	0,269
$\ln(IMP_{t-1})$	-0,317** (0,148)	-0,924** (0,463)	-0,711 (0,455)	-0,502
$\ln(HHI_{t-1})$	-0,034 (0,049)	-0,043 (0,164)	-0,008 (0,151)	-0,006
$\ln(SHARE_t)$	0,297*** (0,044)	0,546*** (0,128)	0,529*** (0,121)	0,374
$\ln(ALTER_t)$	-0,042 (0,052)	-0,293* (0,162)	-0,162 (0,151)	-0,115
Konstante	1,838 (1,080)	6,726 (3,726)	5,055 (3,632)	
Log-Likelihood	—	-3.313,02	-3.254,84	
R^2	0,6346	—	—	
Beobachtungen	941	1.626	1.626	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**,*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur FuE-treibende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie-, Größen- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

Durch einige fehlende Werte verringert sich die Stichprobe geringfügig auf 1.626 Beobachtungen für Westdeutschland und die ostdeutsche Unternehmensstichprobe beläuft sich auf 688 Beobachtungen.¹³ Die Ergebnisse der Schätzungen der FuE-Gleichung für West- und Ostdeutschland sind in Tabellen 4.21 und 4.22 dargestellt.

Die Resultate der modifizierten Spezifikation zeigen, dass die Implikationen des Modells weitgehend gleich bleiben: Im Westen liegen sowohl interne als auch externe Finanzierungsrestriktionen vor, die durch die Preis-Kosten-Marge, $\ln(PCM)$, und durch das Credit-Rating, $\ln(CR)$, modelliert wurden. Ferner bleibt der Koeffizient der Förderungsdummys positiv signifikant, d.h. die geförderten Unternehmen wenden mehr für FuE auf als andere. Im Osten ergibt sich das gleiche Bild: Nur im heteroskedastischen Tobit-Modell finden sich Restriktionen durch interne Finanzierungsressourcen. Ansonsten spielt die Variable der öffentlichen Innovationsförderung, PF , nach wie vor die dominante Rolle. Restriktionen durch das Credit-Rating lassen sich in keiner der durchgeführten Regressionen nachweisen.

Die neuen Variablen haben in Westdeutschland zum Teil einen signifikanten Einfluss. Wie erwartet weisen exportierende Unternehmen mehr FuE auf. Um auf internationalen Märkten wettbewerbsfähig zu bleiben, müssen die Unternehmen in neue Produkte und Verfahren investieren. Der Marktanteil hat ebenfalls einen positiven Einfluss auf die Forschungsaktivität. Durch das vorliegende Maß des Marktanteils auf Marktmacht zu schließen, kann aber zu falschen Schlüssen führen. Vielleicht bildet der Marktanteil zusätzlich zur Kapitalvariablen nur die Unternehmensgröße ab. Wie aus der deskriptiven Statistik zu entnehmen ist, sind die Marktanteile der meisten Unternehmen sehr klein, und hier wie im schumpeterschen Sinne von Monopolisten oder Marktführern zu reden, wäre möglicherweise irreführend. Czarnitzki und Kraft (2004) zeigen im Rahmen eines anderen Modells und einer anderen Spezifikation, dass so genannte “Incumbents” eine geringere FuE-Intensität

¹³Diese Angaben beziehen sich auf das gesamte Sample, d.h. inklusive Unternehmen über 500 Beschäftigte und nicht nur auf KMU wie zu Beginn der Analyse.

Tabelle 4.22: Ostdeutschland: Schätzung der modifizierten FuE-Gleichung^a

	Abhängige Variable: $\ln(R\&D_t)$			
	I OLS ^b	II Homosked. Tobit	III Heterosked. Tobit ^c	IV Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,584*** (0,152)	0,854*** (0,346)	0,573* (0,309)	0,356
$(\ln(A_{t-1}))^2$	0,017 (0,025)	-0,070 (0,061)	-0,042 (0,058)	-0,026
$\ln(PS_{t-1}/A_{t-1})$	0,244** (0,122)	0,123 (0,292)	-0,116 (0,256)	-0,072
MP_{t-1}	0,236 (0,401)	-0,342 (1,112)	-0,951 (0,963)	-0,592
$\ln(PCM_t)$	-0,108 (0,101)	0,354 (0,246)	0,484** (0,218)	0,301
$\ln(CR_{t-1})$	0,077 (0,308)	-0,441 (1,019)	-0,507 (0,849)	-0,316
PF_t	0,479*** (0,179)	7,757*** (0,428)	7,700*** (0,409)	4,792
$\ln(EXQU_t)$	0,011 (0,022)	0,256*** (0,048)	0,237*** (0,045)	0,148
$\ln(IMP_{t-1})$	0,479 (0,431)	0,834 (0,828)	1,330 (0,990)	0,828
$\ln(HHI_{t-1})$	-0,176** (0,075)	0,072 (0,206)	-0,006 (0,191)	-0,004
$\ln(SHARE_t)$	0,221*** (0,063)	0,116 (0,177)	0,146 (0,167)	0,091
$\ln(ALTER_t)$	-0,249 (0,224)	0,559 (0,485)	0,461 (0,528)	-0,287
Konstante	-0,771 (2,010)	-4,993 (6,173)	-3,639 (5,393)	
Log-Likelihood	—	-1.154,87	-1.126,59	
R^2	0,4498	—	—	
Beobachtungen	347	688	688	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**,*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur FuE-treibende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie-, Größen- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

haben als potenzielle Konkurrenten, so genannte “Challenger”, die durch ihre FuE-Aktivitäten einen neuen Markt erobern wollen.

In Ostdeutschland weist nur die Exportaktivität einen signifikanten Koeffizienten in den Tobit-Modellen auf. Auch hier betreiben, wie im Westen, die exportierenden Unternehmen mehr FuE. Die anderen Variablen haben keinen systematischen Einfluss auf die Innovationsaktivität. Nur im OLS-Modell mit FuE-treibenden Unternehmen sind die Konzentration und die Importe signifikant von Null verschieden. Dieser Einfluss ist aber nicht robust und lässt sich in den zensierten Regressionsmodellen nicht mehr nachweisen.

Wie bei den FuE-Gleichungen bleiben bei der Schätzung der Investitionen mit der modifizierten Spezifikation die Ergebnisse ähnlich. In Westdeutschland findet man wiederum sowohl interne als auch externe Finanzierungsrestriktionen. Die Exporte und der Marktanteil sind wie bei der FuE-Gleichung positiv signifikant. Nicht ganz ins Bild passt das signifikant negative Vorzeichen der Importe. Unternehmen, die in Branchen aktiv sind, in denen sehr viel ausländische Konkurrenz besteht, investieren weniger als andere. Höherer Wettbewerb führt nicht zu höheren Investitionen. Möglicherweise misst die Importquote zusätzlich zu den Branchendummys spezifische Charakteristika, z.B. könnte eine hohe Importquote bedeuten, dass die heimische Industrie der Branche sich im Niedergang bzw. in einer Abschwungphase befindet.

In Ostdeutschland sind die Schätzergebnisse der zusätzlichen Variablen weitgehend analog zum Westen. Die Importquote hat hier aber keinen messbaren Einfluss auf die Investitionen. Die Ergebnisse der Finanzierungsmöglichkeiten bleiben unverändert. Es finden sich (schwache) externe Restriktionen durch das Credit-Rating, aber keine internen.

Tabelle 4.23: Westdeutschland: Modifizierte Investitionsgleichungen^a

Abhängige Variable: $\ln(INV_t)$				
	I	II	III	IV
	OLS ^b	Homosked. Tobit	Heterosked. Tobit ^c	Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,471*** (0,024)	0,613*** (0,042)	0,608*** (0,046)	0,608
$(\ln(A_{t-1}))^2$	0,014*** (0,004)	-0,011 (0,008)	-0,016** (0,008)	-0,016
$\ln(PCM_t)$	0,172*** (0,040)	0,279*** (0,069)	0,208*** (0,055)	0,208
$\ln(CR_{t-1})$	-0,587*** (0,116)	-0,793*** (0,203)	-0,680*** (0,154)	-0,680
$\ln(EXQU_t)$	0,027*** (0,009)	0,072*** (0,014)	0,047*** (0,013)	0,047
$\ln(IMP_{t-1})$	-0,174** (0,086)	-0,454*** (0,145)	-0,319*** (0,113)	-0,319
$\ln(HHI_{t-1})$	0,007 (0,031)	0,018 (0,054)	-0,023 (0,042)	-0,023
$\ln(SHARE_t)$	0,449*** (0,025)	0,525*** (0,040)	0,492*** (0,035)	0,492
$\ln(ALTER_t)$	-0,055* (0,031)	-0,083 (0,052)	-0,035 (0,041)	-0,035
Konstante	5,049*** (0,709)	6,354*** (1,216)	5,507*** (0,950)	
Log-Likelihood	—	-3.234,68	-2.532,61	
R^2	0,7412	—	—	
Beobachtungen	1.567	1.626	1.306	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**,*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur investierende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie-, Größen- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

Tabelle 4.24: Ostdeutschland: Modifizierte Investitionsgleichungen^a

Abhängige Variable: $\ln(INV_t)$				
	I	II	III	IV
	OLS ^b	Homosked. Tobit	Heterosked. Tobit ^c	Marginale Effekte ^d
$\ln(A_{t-1})$	0,485*** (0,041)	0,608*** (0,064)	0,566*** (0,062)	0,566
$(\ln(A_{t-1}))^2$	-0,007 (0,012)	-0,026 (0,019)	-0,026 (0,017)	-0,026
$\ln(PCM_t)$	-0,068 (0,068)	0,109 (0,090)	-0,053 (0,075)	-0,053
$\ln(CR_{t-1})$	-0,644** (0,325)	-0,863** (0,391)	-0,710** (0,339)	-0,710
$\ln(EXQU_t)$	0,032** (0,013)	0,052*** (0,018)	0,039*** (0,014)	0,039
$\ln(IMP_{t-1})$	-0,116 (0,224)	-0,146 (0,291)	0,185 (0,288)	0,185
$\ln(HHI_{t-1})$	-0,007 (0,056)	0,020 (0,080)	-0,023 (0,068)	-0,023
$\ln(SHARE_t)$	0,408*** (0,045)	0,415*** (0,067)	0,411*** (0,059)	0,411
$\ln(ALTER_t)$	-0,142 (0,102)	-0,065 (0,173)	-0,114 (0,182)	-0,114
Konstante	5,988*** (1,597)	7,484*** (2,356)	6,968 (2,063)	***
Log-Likelihood	—	-1.388,67	-1.275,41	
R^2	0,5559	—	—	
Beobachtungen	668	688	688	

^a Standardabweichung in Klammern; ***(**,*) bedeuten ein Signifikanzniveau von 1% (5%; 10%); alle Schätzungen beinhalten 13 Industriedummys und zwei Zeitdummys.

^b Nur investierende Firmen. Standardabweichungen sind White-heteroskedastie-konsistent.

^c Heteroskedastieterm beinhaltet Industrie-, Größen- und Zeitdummys.

^d Marginale Effekte basieren auf dem heteroskedastischen Tobit und sind an den Stichprobenmittelwerten der erklärenden Variablen berechnet.

4.5 Fazit dieses Kapitels

In diesem Kapitel wurde eine empirische Untersuchung möglicher Finanzierungsrestriktionen für Unternehmen in Deutschland präsentiert. Sowohl FuE–Aufwendungen als auch Investitionen in Sachanlagevermögen wurden betrachtet. Es stellt sich heraus, dass westdeutsche Firmen sowohl durch interne als auch durch externe Finanzierungsrestriktionen betroffen sind. Dies gilt für FuE–Aufwendungen wie für Anlageinvestitionen. Ein weiterer wichtiger Faktor zur Erklärung unterschiedlicher FuE–Aufwendungen ist die Teilnahme an öffentlichen Programmen zur Innovationsförderung. Öffentlich geförderte Unternehmen weisen höhere FuE–Aufwendungen auf als andere Unternehmen. In Ostdeutschland gibt es keine externen Finanzierungsrestriktionen für FuE. Die Schätzergebnisse zeigen, dass hier die öffentliche Förderung die treibende Kraft für FuE–Aktivitäten ist. Die Finanzmärkte sind in Ostdeutschland als Barriere für FuE scheinbar durch die starke staatliche Förderung solcher Aktivitäten zum Großteil außer Kraft gesetzt. Die Ergebnisse sind auch in Teilstichproben von kleineren Unternehmen mit maximal 200 Beschäftigten stabil. Die Resultate für Anlageinvestitionen sind für Westdeutschland mit denen für FuE–Aufwendungen vergleichbar. Es findet sich ein signifikanter Einfluss von internen und externen Finanzierungsressourcen. In Ostdeutschland sind die Ergebnisse der Schätzung der Anlageinvestitionen weniger informativ. Eine simultane Schätzung der FuE– und der Investitionsgleichung, die eine Korrelation der Störterme beider Merkmale berücksichtigt, brachte zwar einen Effizienzgewinn, aber änderte die Aussagen der Einzelgleichungsschätzungen nur unwesentlich.

Zum Vergleich wurde die FuE–Gleichung zusätzlich für westdeutsche Großunternehmen und die gesamte Stichprobe bestehend aus KMU und Großunternehmen geschätzt. Die Durchsicht der Literatur zum Thema FuE–Finanzierung zeigt, dass insbesondere die Innovationsaktivitäten von KMU durch Restriktionen bei externen Finanzierungsquellen gehemmt werden. Für größere Unternehmen ist eine solche Schlussfolgerung in empirischen Arbeiten nicht immer möglich gewesen. Diese Untersuchung

liefert folgendes Resultat: Auch westdeutsche Großunternehmen sind durch externe Ressourcen restringiert. Die detaillierte Schätzung des Einflusses der externen Restriktionen ergibt, dass die Auswirkung eines schlechten Credit-Ratings jedoch mit steigender Unternehmensgröße abnimmt.

Schließlich wurde die Spezifikation des Modells modifiziert: Einerseits wurden die internen Finanzierungsressourcen etwas anders modelliert und andererseits wurden weitere Variablen in das Modell aufgenommen, um eine mögliche zuvor unbeobachtete Heterogenität zu verringern. Es wurden Wettbewerbsmaße wie Exporte, Importe, der Konzentrationsgrad der Branche und der Marktanteil der Unternehmen ergänzt. Außerdem wurde das Unternehmensalter hinzugefügt und alle Regressionen wurden mit der erweiterten Spezifikation des Modells wiederholt. Auch dabei bleiben die zentralen Ergebnisse stabil. Im Osten ist in diesem Modell lediglich der Koeffizient der internen Finanzierungsressourcen ebenfalls schwach signifikant.

Schlussfolgernd ist es wichtig anzumerken, dass ein Maß für den Erhalt von staatlichen Subventionen bei der Analyse von FuE-Aufwendungen deutscher Firmen von großer Bedeutung ist. Der geschätzte Koeffizient ist sowohl in Westdeutschland als auch in Ostdeutschland stets positiv signifikant von null verschieden. Jedoch ist dieser auf Grund von Selektionsverzerrungen möglicherweise zu groß: Unternehmen mit einer größeren Innovationsneigung werden sich eher für die Teilnahme an Förderprogrammen bewerben als andere. Da die Evaluierung der Förderung nicht der zentrale Punkt dieser Analyse war, wurde das Problem hier außer Acht gelassen und die Förderung als exogenes Ereignis betrachtet. Um mehr über die tatsächliche Wirkung der Förderung zu erfahren, ist eine Endogenisierung des Fördermerkmals notwendig. Die Frage, "wieviel hätten die geförderten Unternehmen für FuE aufgewendet, wenn sie nicht gefördert worden wären" ist ein klassisches Evaluierungsproblem. Gerade für Ostdeutschland ist diese Frage vor dem Hintergrund des massiven Staatseingriffs von zentraler Bedeutung. Mit dieser Evaluierungsfrage beschäftigt sich das folgende Kapitel.

Kapitel 5

Quantitative Wirkungsanalysen öffentlicher Innovationsförderung

Dieses Kapitel basiert auf den Artikeln

Czarnitzki, D. (2001), Die Auswirkungen der Forschungs- und Technologiepolitik auf die Innovationsaktivitäten ostdeutscher Unternehmen, *Schmollers Jahrbuch — Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 121(4), 539-560,

und

Almus, M. und D. Czarnitzki (2003), The Effects of Public R&D Subsidies on Firms' Innovation Activities: The Case of Eastern Germany, *Journal of Business and Economic Statistics* 21, 226–236.

Der Inhalt wurde komplett überarbeitet und erweitert. Insbesondere wurde ein Überblicksabschnitt zur Evaluationsökonometrie eingefügt, und die empirischen Analysen wurden zum Vergleich auch für Westdeutschland durchgeführt.

5.1 Einleitung

1998 gab die deutsche Bundesregierung etwa € 2,2 Mrd. in Form von Zuschüssen für die Förderung von FuE-Aktivitäten im Unternehmenssektor aus. Bei diesem hohen Betrag öffentlicher Fördermittel für Innovationsprojekte stellt sich die Frage, ob solche politischen Maßnahmen private Aktivitäten stimulieren. In Kapitel 4 wurde gezeigt, dass die Förderung einen Effekt auf die Finanzierungsrestriktionen durch externe Ressourcen haben. Allerdings wurde die Förderung dort als exogene Variable in die Regressionen einbezogen. In diesem Kapitel wird die Förderung endogenisiert, um detaillierter zu untersuchen, inwieweit Förderung selbst die Innovationsaktivitäten stimuliert oder private Investitionen substituiert. Zunächst wird in diesem Kapitel die ostdeutsche Wirtschaft betrachtet, weil dort seit der Wiedervereinigung ein sehr großes Angebot an öffentlichen Innovationsfördermaßnahmen besteht (vgl. Abschnitt 3.3). Ragnitz (2000) vergleicht alle in Ost- und Westdeutschland bewilligten Fördermittel. In Relation zur Erwerbsbevölkerung ist die Zahl in Ostdeutschland zweimal so hoch. Anstelle der Erwerbsbevölkerung kann man die Fördermittel auch in Relation zum Bruttoinlandsprodukt betrachten. In diesem Fall sind die Fördermittel in Ostdeutschland sogar mehr als dreimal so hoch wie in Westdeutschland. Laut Berechnungen von Ebling et al. (1999) erhielten 1996 etwa 60 Prozent der innovierenden Unternehmen in Ostdeutschland öffentliche FuE-Förderung. Diese Zahl ist sechsmal höher als in Westdeutschland. Außerdem werden noch beträchtliche Summen für neu gegründete bzw. junge Unternehmen bereitgestellt, um eine gewisse Anzahl KMU zu etablieren, die für eine starke Marktwirtschaft wichtig sind (vgl. Almus, 2001). Diese Fakten machen eine Untersuchung öffentlicher Fördermaßnahmen in Ostdeutschland zu einer interessanten und notwendigen Aufgabe.

Gemäß der ökonomischen Literatur, die sich mit externen Effekten beschäftigt, tritt bei Investitionen in Innovationen Marktversagen auf (vgl. z.B. Nelson, 1959, Arrow, 1962, bzw. Kapitel 2 der vorliegenden Studie). Innovationen verursachen positive externe Effekte, d.h. neben den privaten

Erträgen des Inventors entstehen zusätzliche gesellschaftliche Erträge. Aus der Annahme der Gewinnmaximierung als Optimierungskalkül von Unternehmen wird deutlich, dass diese nur solche Innovationsprojekte starten, die für sie profitabel sind. Daher gibt es Forschungsprojekte, die einen positiven Nutzen für die Gesellschaft bringen, aber nicht die privaten Kosten decken, und deshalb nicht ausgeführt werden. Somit liegt die Menge der Innovationen unter dem aus gesellschaftlicher Sicht optimalen Niveau. Dieser Umstand ist der Hauptgrund für den Staat, private FuE-Projekte zu fördern. Die öffentliche Finanzierung reduziert den Preis für private Investitionen, sodass mehr Innovationsprojekte aus privater Sicht profitabel werden und es in der Gesellschaft zu einer höheren Innovationsaktivität kommt. Dabei kommt es aber zum bekannten “Trittbrettfahrerverhalten” (vgl. Fritsch et al., 1999: 103f) : Ein Unternehmen hat einen Anreiz, sich für eine öffentliche FuE-Förderung zu bewerben, selbst wenn es die Projekte auch mit eigenen Mitteln finanzieren könnte. Wenn die Förderung bewilligt wird, könnte es sein, dass das Unternehmen einfach private Investitionen durch öffentliche Gelder ersetzt, d.h. es tritt ein Crowding-Out auf. Der Crowding-out-Effekt zwischen öffentlichen Mitteln und privaten Investitionen muss von den zuständigen Behörden in Betracht gezogen werden, wenn sie über das Niveau ihres Engagements in FuE-Förderprogramme entscheiden.

5.2 Der Kontext existierender Literatur

Es gibt bereits empirische Studien, die sich mit den Effekten öffentlicher Innovationsförderung beschäftigen. David et al. (2000) diskutieren die Literatur über den Zusammenhang zwischen FuE-Fördermitteln und FuE-Aufwendungen auf verschiedenen Aggregationsebenen.¹ Alle dort besprochenen Studien zielen darauf ab, das Vorzeichen und die Größe des Effekts öffentlicher Förderung zu ermitteln. Auf der Branchen- oder

¹Ein ausführlicher Überblick internationaler Literatur findet sich auch in Fier (2002: 187ff).

Landesebene finden lediglich 2 von 14 empirischen Studien, dass öffentliche FuE-Förderung private Investitionen in FuE verdrängt. Auf der Unternehmensebene sind die Befunde allerdings nicht so eindeutig: 9 von 19 Studien weisen substitutive Effekte nach, d.h. die öffentliche Förderung verdrängt private Investitionen entweder teilweise oder vollständig.

Schwierigkeiten bei diesen Analysen treten durch potenzielle Selbstselektionsprobleme auf. “Dies macht öffentliche Förderung zu einer endogenen Variable und ihre Einbeziehung in eine lineare Regression wird inkonsistente Schätzungen verursachen, falls sie mit dem Störterm korreliert ist” (Busom, 2000: 114). Unternehmen, die ohnehin viel FuE betreiben und zu hoher Innovativität neigen, werden auch eher Anträge im Rahmen von öffentlichen Fördermaßnahmen stellen als Unternehmen, die nur in geringem Umfang innovativ sind. Der Staat verfolgt eine dazu korrespondierende Strategie bei der Auswahl der Förderempfänger. Die Auswahl der Empfänger, z.B. bei der direkten Projektförderung, folgt nach dem *Picking-the-Winner*-Prinzip. Entscheidend für die Genehmigung einer Zuwendung ist unter anderem der potenzielle Erfolg eines zu fördernden Forschungsprojektes. Die Bewerber müssen den Ministerien oder den beauftragten Projektträgern deutlich machen, dass sie über entsprechendes Know-How, Erfahrung und Kapazität verfügen, das beantragte Forschungsvorhaben in der vorgesehenen Zeit abzuschließen und weiter verwertbare Forschungsergebnisse entstehen. Beispielsweise setzen die öffentlichen Institutionen im Rahmen der direkten Projektförderung explizit auf den Erfolg und die Generierung von positiven Spill-Overs, anstatt die FuE-Förderung als Instrument der Anschubfinanzierung für Nicht-FuE-treibende Firmen zu sehen. Aus diesen Gründen wird es notwendig die Kernfrage der Evaluation solcher Maßnahmen zu stellen: “Wieviel hätten die geförderten Unternehmen in FuE investiert, wenn sie nicht an öffentlichen Förderprogrammen teilgenommen hätten?” Tatsächlich gibt es nur wenige Studien über die Auswirkungen von FuE-Fördermitteln, die versuchen diese Frage explizit zu adressieren. Die meisten der von David et al. (2000) betrachteten Studien schenken der potenziellen Selektionsverzerrung keinerlei Aufmerksamkeit. Herauszustellen bleiben drei Arbeiten

von Wallsten (2000), Busom (2000) und Lach (2002), die in ihren Analysen eine mögliche Selektionsverzerrung ernst nehmen und eine Endogenität der Förderung explizit berücksichtigen.

Wallsten (2000) schätzt ein simultanes Gleichungsmodell, um der möglichen Interdependenz zwischen öffentlicher Forschungsförderung der Unternehmen und deren FuE-Aufwendungen Rechnung zu tragen. Er untersucht das US-amerikanische *Small Business Innovation Research* (SBIR) Programm und schlussfolgert, dass es notwendig ist, die mögliche Endogenität bewilligter FuE-Subventionen zu beachten. Den Ergebnissen dreistufiger Kleinste-Quadrate-Schätzungen zufolge, verdrängen SBIR-Mittel eigenfinanzierte FuE-Aufwendungen Dollar um Dollar (vollständiges Crowding-out). Die Fördermittel haben weder einen Effekt auf FuE-Aktivitäten, noch auf die Beschäftigung. Wallsten weist allerdings darauf hin, dass trotzdem positive Effekte möglich seien: “[...] Während die Zuschüsse es den Firmen nicht erlaubten, ihre FuE-Aktivitäten zu erhöhen, erlaubten sie ihnen stattdessen FuE auf einem konstanten Niveau fortzuführen, anstatt sie einzuschränken.” (Wallsten, 2000: 98). Um diese Aussage zu prüfen, wäre allerdings ein “Vorher-Nachher-Vergleich” erforderlich, den Wallsten nicht durchführt. Ein weiteres Problem an der Untersuchung ist die ökonometrische Methodik. Seine Stichprobe umfasst 367 geförderte Firmen und eine Kontrollgruppe von 90 Unternehmen, die sich zwar für Fördergelder beworben hatten, aber nicht berücksichtigt wurden. Außerdem liegen Beobachtungen zu 22 Unternehmen vor, die sich nicht für Fördergelder beworben hatten, aber mit den Förderempfängern in den Merkmalen Größe und Branchenzugehörigkeit vergleichbar waren. Wallsten verwendet ein simultanes ökonometrisches Modell und schätzt dabei einerseits die Höhe der FuE-Aufwendungen und andererseits die Höhe der erhaltenen Fördergelder. Der Aufbau der Stichprobe zeigt, dass versucht wurde einen Kontrollgruppenansatz umzusetzen. Einerseits gibt es Unternehmen, die ebenfalls Fördergelder beantragten, deren Antrag aber abgelehnt wurde. Ein Grund könnte sein, dass diese Unternehmen vollkommen anders sind als die ausgewählten Förderempfänger,

und nicht zur engeren Zielgruppe des Programms gehörten.² Andererseits gibt es Unternehmen, die ähnliche Charakteristika aufweisen, von denen aber unklar ist, ob sie überhaupt FuE betreiben etc. Eine adäquate Kontrollgruppe wird hier folglich nicht konstruiert. Außerdem verwendet Wallsten zur Schätzung seines Modells die dreistufige Methode der kleinsten Quadrate und vernachlässigt so die Zensierung der endogenen Variablen, was zu erheblichen Verzerrungen führen kann.³

Busom (2000) untersucht das Problem der Selektionsverzerrung indem sie ein zweistufiges ökonometrisches *Treatment*-Modell anwendet. Ein solches Modell basiert auf dem Selektionsmodell von Heckman (1974, 1976, 1979), das auf die Gruppe der Nichtteilnehmer erweitert wird (vgl. z.B. Maddala, 1983: 260ff und Heckman und Robb, 1985, 1986). In der ersten Stufe wird mit einem Probit-Modell die Teilnahmewahrscheinlichkeit an öffentlichen Förderprogrammen geschätzt. In der zweiten Stufe wird die FuE-Aktivität auf verschiedene Kontrollvariablen und einen Selektionskorrekturterm regressiert. Der Korrekturterm korrigiert die Schätzung der zweiten Stufe unter Berücksichtigung der individuellen Neigung, an einem Programm der Innovationsförderung teilzunehmen. Die zweite Gleichung wird für Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer getrennt geschätzt. Der Unterschied im um die Selektion korrigierten Erwartungswert der FuE-Aufwendungen beider Gruppen, stellt den Effekt der Förderung dar. Als Datenbasis dient ein Querschnitt von 147 Unternehmensbeobachtungen des verarbeitenden Gewerbes in Spanien. Busom (2000) schlussfolgert, dass öffentliche Förderung bei einem Großteil der Firmen in ihrer Stichprobe erhöhte FuE-Aktivitäten hervorruft, aber bei 30% der Beobachtungen kann ein vollständiges Crowding-out zwischen privaten und öffentlichen Geldern

²Im Rahmen von Gesprächen mit Experten des BMBF und dessen Projektträgern sowie langjährigen Politikevaluatoren stellte sich heraus, dass zumindest in Deutschland abgelehnte Förderanträge eine ungeeignete Kontrollgruppe für genehmigte Forschungsvorhaben darstellen. Die meisten Ablehnungen seien formale Fehler, z.B. zählen die Antragsteller gar nicht zum Kreis der Teilnahmeberechtigten. Oder die Art der Projekte entsprächen nicht den Kriterien, die für eine Eignung zur öffentlichen Förderung nötig sind.

³Es sind Unternehmen ohne FuE-Tätigkeiten sowie Unternehmen ohne Förderung in der Stichprobe.

anhand ihrer Analyse nicht ausgeschlossen werden.

Lach (2002) untersucht die Effekte von Fördermitteln für FuE, die vom israelischen Ministerium für Industrie und Handel für lokale produzierende Unternehmen bewilligt werden. Er wendet verschiedene Schätzer wie den Vorher–Nachher–Schätzer und den Differenz–der–Differenzen–Schätzer an und schätzt außerdem verschiedene (dynamische) Paneldatenmodelle. Obwohl Lach heterogene Ergebnisse aus den verschiedenen angewendeten Modellen zieht, schliesst er letztendlich daraus, dass Fördermittel eigenfinanzierte FuE nicht vollständig verdrängen. Für kleine Firmen induziert nach Lach ein subventionierter *New Israeli Shekel* (NIS) elf zusätzliche NIS eigenfinanzierter FuE. Jedoch erhalten große Firmen die meisten Subventionsgelder und in der Gesamtbetrachtung generiert ein öffentlich finanzierter NIS im Durchschnitt nur 0,23 zusätzliche NIS, die von den Firmen selbst finanziert werden. Dieser Effekt ist außerdem statistisch insignifikant.

Es gibt andere mikroökonomische Studien, die nicht auf den Crowding–Out Effekt fokussieren, sondern andere Wirkungen betrachten (vgl. Klette et al., 2000, für einen Überblick). Zum Beispiel untersuchen Griliches und Regev (1998) eine Produktionsfunktion, in der unter anderem ein FuE–Kapitalstock als Regressor verwendet wird. Dabei wird unterschieden, ob dieser FuE–Kapitalstock allein durch private Gelder akkumuliert wurde oder auch durch Subventionen. Lerner (1999) untersucht das Wachstum der Beschäftigung und der Erlöse geförderter Unternehmen im Rahmen des SBIR–Programms der Vereinigten Staaten. Diese endogenen Variablen verwendet Lerner allerdings ausdrücklich als Proxyvariablen für den Firmenwert, da er eigentlich einen positiven Zusammenhang zwischen staatlicher Förderung und einer Steigerung des Unternehmenswertes für wünschenswert hält. Irwin und Klenow (1996) untersuchen im Rahmen des sogenannten SEMATECH–Programms auch Anlageinvestitionen, Gesamtkapitalrenditen, Umsatzrenditen sowie das Wachstum der Arbeitsproduktivität. Als weitere Variation untersuchen Branstetter und Sakakibara (1998) schließlich noch Patentanmeldungen von Unternehmen. Aufgrund der unterschiedlichen

Stichproben aus den verschiedenen Ländern und der Vielfalt methodischer Ansätze ist es kaum möglich allgemeine Schlußfolgerungen bezüglich der Wirkung von Forschungs- und Technologiepolitik zu treffen. Insbesondere ist es schwierig, Outputwirkungen wie Wachstum, Produktivitätsveränderungen oder Patentanmeldungen zu untersuchen, ohne vorher die Effekte auf den Inputseite, d.h. die Crowding-Out-Problematik eingehend untersucht zu haben.

Dieses Kapitel konzentriert sich daher auf die Crowding-Out-Fragestellung und stellt zunächst die ökonometrischen Methoden vor, mit der die Effekte öffentlicher Förderung von FuE untersucht werden können.

5.3 Ein Überblick alternativer Ansätze zur mikroökonomischen Evaluation

In diesem Abschnitt wird ein Überblick über verschiedene mikroökonomische Evaluationsmethoden für nicht-experimentelle Daten gegeben (vgl. auch Heckman et al., 1999, Blundell und Costa Dias, 2000, 2002). Das Anwendungsziel dieser Evaluationsmethoden ist stets die Messung einer Wirkung von Politikinterventionen auf bestimmte Ziel- bzw. Ergebnisvariablen. Verbreitete ökonomische Beispiele sind Studien über den Nutzen aktiver Arbeitsmarktpolitiken oder Qualifikationsmaßnahmen (vgl. z.B. LaLonde, 1986, Dehejia und Wahba, 1999, Lechner 1999, Heckman et al., 1999, oder für einen aktuellen Überblick Steiner und Hagen, 2002). In dieser Studie werden die Evaluationsmethoden verwendet, um die Effekte der Teilnahme an Innovationsförderprogrammen auf den Innovationsinput (FuE-Aufwendungen) auf der Unternehmensebene zu schätzen. Die Wirkung ergibt sich aus der Differenz des tatsächlichen Wertes der Ergebnisvariablen der Programmteilnehmer abzüglich dem Wert, den diese Variable bei Nichtteilnahme angenommen hätte. Da der Erhalt der Fördermittel nicht zufällig ist, sondern einem Selektionsprozess unterliegt (Antragstellung des Unternehmens und Auswahlverfahren der Behörden) liegt eine Selektionsverzerrung vor. Sei Y die zu evaluierende Ergebnisvariable. Der Erhalt von Forschungsförderung führt let-

zendlich zu einem potenziellen Ergebnis $Y^{(1)}$ für die geförderten Unternehmen im Zustand der Förderung und zu $Y^{(0)}$ ohne Förderung. Der Ansatz, der zur Messung des Unterschieds zwischen beiden Ergebnissen verwendet wird, d.h. der Kausaleffekt oder *Treatment-Effekt*, ist auf das Modell potenzieller Ergebnisse von Roy (1951) und Rubin (1974) zurückzuführen. Rubin hat den Begriff “Kausaleffekt” wie folgt definiert: “[...] der Unterschied zwischen dem wahrscheinlichen Ergebnis der Teilnahme einer Person an der Maßnahme und dem wahrscheinlichen Ergebnis der Nichtteilnahme.” Die Teilnahme des Unternehmens i an einem Forschungsförderprogramm wird mit $S_i = 1$ bezeichnet und die Nichtteilnahme mit $S_i = 0$. Das Ziel der Evaluierung ist es, den Kausaleffekt öffentlicher Forschungsförderung aus Sicht der geförderten Unternehmen zu berechnen, d.h. die Studie konzentriert sich auf den Kausaleffekt α , der aus dem Erhalt von Fördermitteln bei den Zuwendungsempfängern resultiert (“Treatment on the Treated”):

$$E(\alpha_{TT}) = E[Y^{(1)} - Y^{(0)} | S = 1] = E[Y^{(1)} | S = 1] - E[Y^{(0)} | S = 1] \quad (5.1)$$

wobei E in der Gleichung (5.1) den Erwartungswertoperator repräsentiert. Der Kausaleffekt zeigt, ob öffentliche Unterstützung von FuE einen positiven Einfluss auf die privaten FuE-Aktivitäten hat. Die Problematik besteht darin, dass niemals beide Zustände — Teilnahme und Nichtteilnahme — gleichzeitig für ein Unternehmen beobachtet werden kann. Der erste Term $E[Y^{(1)} | S = 1]$ kann unverzerrt durch den Mittelwert der Ergebnisvariable der geförderten Unternehmen geschätzt werden. Das Ergebnis $E[Y^{(0)} | S = 1]$ ist allerdings definitionsgemäß nicht beobachtbar, da geförderte Unternehmen nicht im Zustand der Nichtteilnahme beobachtet werden können. Um $E[Y^{(0)} | S = 1]$ zu identifizieren müssen weitere Annahmen getroffen werden. Die Konstruktion dieser “kontrafaktischen Situation” ist der zentrale Gegenstand der Evaluationsmethoden.

Neben dem durchschnittlichen Effekt auf die Programmteilnehmer, “Treatment on the Treated (TT)”, lassen sich weitere Effekte berechnen, die von Interesse sein können. Dazu zählen der durchschnittliche Treatment-Effekt

(*Average Treatment Effect*)

$$\alpha_{ATE} = E(\alpha_i | X = x_i),$$

und der durchschnittliche Treatmenteffekt auf die Nichtteilnehmer (*Average Treatment on the Untreated Effect*)

$$\alpha_{TU} = E(\alpha_i | X = x_i, S = 0).$$

Imbens und Angrist (1994) führen im Rahmen der Anwendung von Instrumentalvariablenschätzern den Begriff des *Local Average Treatment Effect* (LATE) ein. Der LATE ist definiert als die Nutzen- bzw. Ergebnisveränderung, die durch eine Veränderung des Werts der Instrumentalvariablen Z^* induziert wird. Z^* ist dabei eine Variable, die eine Wirkung auf die Teilnahmeentscheidung S hat, aber nicht auf die Ergebnisvariable des Programms Y . Schließlich kann noch der *Marginal Treatment Effect* (MTE) von Interesse sein. Dieser misst den durchschnittlichen Zuwachs der Ergebnisvariablen für solche Teilnehmer, die indifferent gegenüber einer Teilnahme an einem Programm sind (vgl. Heckman und Vytlačil, 1999, 2000a, 2000b). In dieser Studie ist aber stets der durchschnittliche Treatment-Effekt bei den Teilnehmern, “Treatment on the Treated” (TT), von Interesse.

In den meisten Fällen wäre ein randomisiertes soziales Experiment das am besten geeignete Instrument, um Wirkungsanalysen durchzuführen. Die Kontrollgruppe, die zur Berechnung der kontrafaktischen Situation verwendet wird, ist dabei eine zufällige Teilmenge der teilnahmeberechtigten Grundgesamtheit (vgl. Bassi, 1983, 1984 oder Hausmann und Wise, 1985). So wird das Evaluationsproblem eliminiert, da durch die Zufallsauswahl der Entscheidungsprozess ausgeblendet wird, der zu Selbstselektionsproblemen führt. Werden die Teilnehmer einer Maßnahme zufällig aus der Menge der teilnahmeberechtigten gezogen, ist die Zuteilung des Programms unabhängig von einer potenziellen Zielvariablen des Programms. Wenn keine Nebeneffekte wie Spill-Overs auftreten, ist die Kontrollgruppe aus Nichtteilnehmern in statistischer Hinsicht gleich der Teilnehmergruppe. Dann kann der durchschnittliche

Programmeffekt α einfach als Mittelwertdifferenz berechnet werden:

$$\hat{\alpha} = \bar{Y}^{(1)} - \bar{Y}^{(0)}, \quad (5.2)$$

wobei $\bar{Y}^{(1)}$ der Mittelwert der Zielvariablen der Teilnehmer und $\bar{Y}^{(0)}$ der Mittelwert der Zielvariablen der Nichtteilnehmer ist.

Für ökonomische Fragestellungen existieren experimentelle Daten jedoch selten. Einerseits ist die Implementierung eines sozialen Experiments in der Regel sehr kostspielig und andererseits aus ethischen Gründen problematisch, weil z.B. zur Evaluierung einer Weiterbildungsmaßnahme Teilnahmeberechtigte zufällig ausgeschlossen werden müssen. Ein weiterer Nachteil besteht darin, dass die Ergebnisse eines solchen Experiments nicht extrapoliert werden können, d.h. es können keine ex-ante Analysen von geplanten Programmen durchgeführt werden. Ferner muss die Kontrollgruppe von dem Programm unberührt bleiben, d.h. es wird von Spill-Over- und Substitutionseffekten abstrahiert. Trotzdem liefern Experimente im Vergleich zu nicht-experimentellen Daten wichtige Informationen über adäquate Methoden, wenn experimentelle Daten nicht verfügbar sind. Beispielsweise nutzen LaLonde (1986) und Heckman et al. (1997a, 1997b) experimentelle Daten, um die Zuverlässigkeit von Kontrollgruppen bei der Evaluierung von Weiterbildungsprogrammen zu testen.

Liegen lediglich nicht-experimentelle Daten vor, identifiziert eine einfache Mittelwertdifferenz nicht den durchschnittlichen Programmeffekt, da die Teilnahme nicht zufällig stattfindet, sondern von individuellen Charakteristika der Individuen bzw. Unternehmen abhängt. Der Teilnahmestatus S sei wie folgt parametrisierbar. Die Teilnahme jedes Individuums oder Unternehmens sei eine Funktion von Variablen Z_i und korrespondierenden Parametern γ in der Form

$$S_i^* = Z_i\gamma + V_i, \quad (5.3)$$

wobei V den Fehlerterm darstellt. S_i^* ist der Index des latenten Modells. Es

gilt

$$S_i = \begin{cases} 1, & \text{wenn } S_i^* > 0 \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases} \quad (5.4)$$

Eine Zielvariable des Programms Y sei abhängig von einem Satz exogener Variablen X und dem Teilnahmestatus S der Individuen oder Unternehmen. Typischerweise wird ein linearer Zusammenhang unterstellt:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= X_{it}\beta + S_i\alpha + U_{it} & \text{für } S_i = 1, \\ Y_{it} &= X_{it}\beta + U_{it} & \text{für } S_i = 0. \end{aligned} \quad (5.5)$$

Vom Fehlerterm U wird angenommen, dass er nicht mit X korreliert ist. Wenn die Zuteilung der Maßnahme S jedoch nicht zufällig ist, führt dies möglicherweise zu einer Korrelation der Teilnahme S mit dem Fehlerterm in der Ergebnisgleichung U , weil die individuelle Teilnahmewahrscheinlichkeit von Charakteristika abhängt, die ebenfalls die Zielvariable Y beeinflussen. In diesem Fall ist eine Regression von Y auf X und S nicht valide und die Schätzergebnisse enthalten eine Verzerrung auf Grund der nicht berücksichtigten Programmselektion. Im Folgenden werden Methoden vorgestellt, die es ermöglichen, mit nicht-experimentellen Daten den Treatmenteffekt α konsistent zu schätzen.

5.3.1 Differenz-der-Differenzen-Schätzer

Die intuitivste Möglichkeit einen Treatmenteffekt zu berechnen, besteht darin, die Ergebnisvariable der Teilnehmer bzw. Zuwendungsempfänger vor der Programmteilnahme und danach zu messen und die beiden Zustände zu vergleichen. Es handelt sich also um einen Vorher-Nachher-Vergleich. Angenommen man vergleicht nur die Gruppe der Teilnehmer vor und nach Programmeinführung wird implizit angenommen, dass keine systematische Veränderung des Zustandes der Zielvariable der teilnehmenden Unternehmen vor der Implementierung des Programms und währenddessen eintritt. In diesem Fall kann die kontrafaktische Situation durch den Wert der Zielvariablen vor der Teilnahme geschätzt werden. Allerdings ist diese Annahme oft verletzt. Zwei Mechanismen sind dafür verantwortlich:

- *Die exogene Veränderung der Umweltbedingungen mit Auswirkung auf die Zielvariable der Wirkungsanalyse:*

Unternehmen passen sich fortlaufend Umweltveränderungen an. Treten z.B. Konjunkturschwankungen auf, werden die Unternehmen möglicherweise ihre FuE-Aktivitäten verändern. Der Vorher-Nachher-Schätzer würde diese Veränderung als eine Implikation des Programms deuten, obwohl es sich dabei um eine Reaktion auf eine Änderung der makroökonomischen Rahmenbedingungen handelt. Also wären die Schätzungen verzerrt.

- *Strategisches Verhalten der Teilnehmer:*

Dieses Phänomen ist aus der Wirkungsanalyse von Arbeitsmarktprogrammen bekannt. Es kann jedoch bei allen Arten öffentlicher Förderung vorkommen. Zum Beispiel stelle man sich vor, dass eine öffentliche Autorität bekannt gibt, in der nächsten Periode ein Programm für die Entwicklung bestimmter Technologien zu initiieren. Unternehmen, die für eine Teilnahme in Frage kommen und zuvor ähnliche FuE-Aktivitäten geplant hatten, könnten diese Aktivitäten aufschieben, um von der öffentlichen Finanzierung zu profitieren. Dies wird in einem Rückgang der Zielvariablen (z.B. FuE-Aktivität) vor Einführung des Förderprogramms resultieren und einem nachfolgenden Wiederanstieg, wenn das Förderprogramm eingeführt wurde. Die beobachtete Steigerung wäre also kein “realer” Effekt, sondern nur das Ergebnis der zeitlichen Umschichtung der FuE-Aktivitäten. Dieses strategische Verhalten der Firmen ist als “Ashenfelter’s Dip” im Kontext von öffentlichen Arbeitsmarktprogrammen in die Literatur eingegangen (Ashenfelter, 1978).

Um Verzerrungen durch Konjunkteinflüsse zu vermeiden, kann die Differenz-der-Differenzen-Methode angewendet werden, die mit der Verfügbarkeit von Paneldaten populär wurde (vgl. Ashenfelter, 1978, Ashenfelter und Card, 1985). Bei der DdD-Methode werden nicht nur die Teilnehmer vor und nach dem Programm betrachtet sondern auch die Nichtteilnehmer. Würden also alle Unternehmen von einer positiven Konjunktur

beeinflusst und man würde z.B. ein Wachstum ihrer FuE-Aufwendungen verzeichnen, würde der DdD-Schätzer nur das Überschusswachstum der Zuwendungsempfänger gegenüber den Nichtteilnehmern messen. Die verbleibende Differenz α_{DdD} kann dem Programm zugerechnet werden. Das strategische Verhalten kann damit jedoch nicht erfasst werden. Formal kann der DdD-Schätzer wie folgt geschrieben werden:

$$\hat{\alpha}_{TT}^{DdD} = \left(\bar{Y}_{t_1}^{(1)} - \bar{Y}_{t_0}^{(1)} \right) - \left(\bar{Y}_{t_1}^{(0)} - \bar{Y}_{t_0}^{(0)} \right). \quad (5.6)$$

Potenzielle Selektionsverzerrungen, die von beobachtbaren zeitinvarianten Variablen stammen, verschwinden in diesem linearen Modell, wenn Unterschiede über die Zeit berechnet werden (vgl. Fitzenberger und Prey, 1998). Wie bei den experimentellen Daten wird hier kein Regressor benötigt, um den Treatment-Effekt zu schätzen. Somit wird auch keine Funktion g benötigt, die den Zusammenhang zwischen Y und X beschreibt. Allerdings müssen Längsschnittdaten vorhanden sein, die mindestens zwei Perioden t_1 und t_0 enthalten, wobei sich der Förderstatus der Teilnehmer von $S_{it_0} = 0$ auf $S_{it_1} = 1$ geändert haben muss. Neben der Problematik des strategischen Verhaltens ist implizit die Annahme enthalten, dass die beiden Gruppen (1) und (0) einen gemeinsamen makroökonomischen Trend aufweisen. Ist die Reaktion auf einen allgemeinen makroökonomischen Effekt unterschiedlich, ist die DdD-Methode ebenfalls verzerrt. Dies kann passieren, wenn die beiden Gruppen sich in einigen Merkmalen voneinander unterscheiden, und diese Merkmale Determinanten der Reaktion auf die Konjunktur sind (z.B. die Firmengröße). Zwar schlagen Bell et al. (1999) einen DdD-Schätzer vor, der verschiedene Trends bereinigt, aber dazu werden längere Zeitreihen der Beobachtungseinheiten benötigt.

Liegen keine Längsschnittdaten vor, muss man auf Methoden zurückgreifen, die auf dem Querschnittsprinzip beruhen. Dazu gehören der Instrumentalvariablen-Schätzer, Selektionsmodelle (auch: Kontrollfunktionsansatz oder -schätzer) und Matchingverfahren. Bei den Querschnittsansätzen entfällt grundsätzlich die Problematik des strategischen Verhaltens bei der Programmteilnahme gemäß Ashenfelter's Dip, weil die Periode vor dem

Treatment nicht betrachtet wird. Vergleiche werden nur über den Querschnitt angestellt, nicht aber über Längsschnittsinformationen.

5.3.2 Instrumentalvariablen–Schätzer

Die Instrumentalvariablen–Methode (IV) hat in den letzten Jahren erhöhte Aufmerksamkeit in der Evaluationsliteratur erfahren (vgl. z.B. Imbens und Angrist, 1994, Angrist et al., 1996). Die Anwendung erfordert die Existenz mindestens eines Regressors Z^* exklusiv für die Partizipationsentscheidung, der folgende Eigenschaften aufweist:

1. Z^* hat einen signifikanten Einfluss auf die Programmpartizipation,
2. es gibt eine Transformation $g(Z^*)$, die nicht mit dem Fehlerterm U korreliert ist, und
3. Z^* ist nicht komplett oder annähernd komplett durch die exogenen Variablen X determiniert.

Liegt eine solche Instrumentvariable Z^* vor, kann die Standard–IV–Prozedur angewandt werden, um die Parameter der Ergebnisgleichung konsistent zu schätzen. Dieser Schätzer ist zwar einfach, aber hat zwei große Nachteile: In den meisten Fällen steht kein geeignetes Instrument zur Verfügung. Z^* müsste die Teilnahmewahrscheinlichkeit (wesentlich) beeinflussen, aber das Ergebnis der Teilnahme nicht. Häufig werden verzögerte Werte der Determinanten als Instrumente gewählt, aber diese sind üblicherweise mit ihren zukünftigen Werten hoch korreliert. Ferner geht dadurch der Vorteil verloren, dass Querschnittsdaten ausreichen.

5.3.3 Selektionsmodelle

Eine Alternative zur IV–Methode stellen Selektionsmodelle (auch “Kontrollfunktionsansätze”) basierend auf dem Schätzer von Heckman (1974, 1976, 1979) dar. Diese Methode ist robuster als die IV–Methode, benötigt dafür aber stärkere Annahmen über die Modellstruktur (vgl. Blundell und Costa Dias, 2000). Selektionsmodelle schätzen (gleichzeitig) die Teilnahme- und

die Ergebnisgleichung einer öffentlichen Maßnahme.

Zur Identifikation des Treatmenteffekts wird mindestens ein (signifikanter) Regressor in der Teilnahme Gleichung 5.3 benötigt, der nicht in der Ergebnisgleichung 5.5 auftaucht, und unabhängig von V ist. Außerdem muss die gemeinsame Verteilung der Fehlerterme U und V bekannt sein oder geschätzt werden. Die Heckman-Methode basiert auf zwei Schritten: Zunächst wird die Teilnahmewahrscheinlichkeit geschätzt und daraus der Teil des Fehlerterms U berechnet, der mit S korreliert ist (*Mill's Ratio*). Diese Variable wird dann in die Ergebnisgleichung eingesetzt und der Programmeffekt wird in der zweiten Stufe geschätzt.⁴ Eine gängige Annahme ist eine gemeinsame Normalverteilung von U und V . Sei $\sigma_V = 1$, dann folgt für die Ergebnisgleichungen inklusive Selektionskorrektur

$$\begin{aligned} E(Y_i|S = 1) &= X_i\beta + \alpha + \rho \frac{\phi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)}, \\ E(Y_i|S = 0) &= X_i\beta - \rho \frac{\phi(Z_i\gamma)}{1-\Phi(Z_i\gamma)}, \end{aligned} \tag{5.7}$$

mit ρ als Korrelationskoeffizient der Fehlerterme. Der letzte Term in den Gleichungen stellt den Erwartungswert den Fehlerterms U konditioniert auf die Teilnahme S dar, die so genannte *Mills Ratio*. So kann der wahre Einfluss von S vom Selektionsprozess, der die Unterschiede zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern modelliert, separiert werden.⁵

Obwohl das Heckman-Modell weniger Anforderungen an die Ausschlussrestriktion stellt als die IV-Methode an das Instrument Z^* , wurde der Schätzer oft kritisiert. Zum einen muss der Selektionsprozess modelliert werden, was bei der IV-Methode nicht erforderlich ist. Zum anderen hängen die Ergebnisse von restriktiven Annahmen in Bezug auf die Fehlerterme und ihre Verteilungen ab, z.B. der Annahme der gemeinsamen Normalverteilung der Fehlerterme (vgl. z.B. Ashenfelter und Card, 1985,

⁴Alternativ kann das Gleichungssystem auch simultan mit der *Full-Information-Maximum-Likelihood-Methode* geschätzt werden.

⁵In der Regel wird α geschätzt, indem S auf Z regressiert wird, und in der zweiten Gleichung γ gegen $\hat{\gamma}$ ersetzt wird. Dann kann Gleichung (5.7) mit der Methode der Kleinsten-Quadrate geschätzt werden.

Hausman, 2001). Diese Kritik wird durch empfindliche Schätzergebnisse gegenüber Spezifikationsänderungen in empirischen Anwendungen sowie in Simulationen unterstützt (vgl. z.B. Leung und Yu, 1996, Nawata, 1993, sowie Puhani, 2000). Heckman und Hotz (1989) betonen jedoch, dass die Anwendung parametrischer Modelle zu befriedigenden Ergebnissen führt.

Aufgrund der Kritik an den strengen Verteilungsannahmen wurden in der Vergangenheit semiparametrische Methoden entwickelt, mit denen ohne diese restriktiven Annahmen, Selektionsmodelle geschätzt werden können (vgl. Pagan und Ullah, 1999: 300ff, oder Frölich, 2002, für Überblicke). Hussinger (2003) wendet vier verschiedene Schätzverfahren auf Innovationsdaten des MIP an.⁶ Problematisch ist bei den semiparametrischen Methoden, dass die Achsenabschnitte in der Ergebnisgleichung nicht identifizierbar sind. Diese werden benötigt, um den Treatmenteffekt zu berechnen. Für die Identifikation müssen weitere Annahmen getroffen werden. Heckman (1990) sowie Andrews und Schafgans (1998) stellen Methoden dazu vor. Hussinger (2003) folgert jedoch, dass je nach Vorgehen die berechneten Treatmenteffekte stark variieren.

5.3.4 Matching

Im Gegensatz zur oben beschriebenen IV-Methode und zum Selektionsmodell ist Matching eine nicht-parametrische Methode, um den Treatment-Effekt zu identifizieren, d.h. es muss keine funktionale Form der Ergebnisgleichung angenommen werden. Die allgemeine Spezifikation der Ergebnisgleichung lautet im Gegensatz zu Gleichung (5.5):

$$\begin{aligned} Y_{it}^T &= g^T(X_{it}) + U_{it}^T \quad \text{für } S_i = 1, \\ Y_{it}^C &= g^C(X_{it}) + U_{it}^C \quad \text{für } S_i = 0, \end{aligned} \tag{5.8}$$

wobei Y^T und Y^C die Ergebnisvariablen der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer (Vergleichsgruppe) darstellen. U^T und U^C sind die entsprechenden

⁶Die Heckman-Methode, Cosslett's (1991) Dummyvariablenschätzer, Newey's (1999) Serienschätzer und Robinson's (1988) partiell lineares Modell.

Fehlerterme. An dieser Spezifikation ist zu beachten, dass hier für die beiden Gruppen unterschiedliche Ergebnisfunktionen g möglich sind. Wiederum ist der Effekt α_{TT} (Treatment on the Treated) der Parameter von Interesse:

$$\alpha_{TT} = E(Y^T - Y^C | X, S = 1). \quad (5.9)$$

Die Basisidee des Matchings besteht darin, eine experimentelle Situation mit nicht-experimentellen Daten zu konstruieren. Wie vorher beschrieben, könnte in einem randomisierten Experiment einfach eine Mittelwertdifferenz zwischen den beiden Unternehmensgruppen berechnet werden und diese würde den Programmeffekt identifizieren. In der nicht-experimentellen Situation ist dies nicht möglich. Die kontrafaktische Situation $E[Y^C | S = 1]$ kann nicht als arithmetisches Mittel der Ergebnisvariablen der nicht-geförderten Unternehmen berechnet werden, weil

$$E[Y^C | S = 1] \neq E[Y^C | S = 0] \quad . \quad (5.10)$$

Diese Bedingung ist nur für ein Experiment gültig, in dem Teilnehmer und Nichtteilnehmer zufällig für die Maßnahme bestimmt werden. Teilnehmer und Nichtteilnehmer unterscheiden sich dann in ihren Charakteristika statistisch nicht systematisch voneinander. Wie die spätere empirische Analyse zeigt, ist dies aber der Fall, d.h. es kann auf einen Selektionsprozess geschlossen werden.

Rubin (1977) führt die Annahme der bedingten Unabhängigkeit (ABU) ein, um das mit Gleichung (5.10) aufkommende Problem zu lösen. Diese Bedingung besagt, dass die Teilnahme (Erhalt von Fördermitteln) und das potenzielle Ergebnis (hier die FuE-Aktivitäten) unabhängig voneinander sind, sobald man die beobachtbaren Charakteristika X berücksichtigt:

$$Y^C \perp S | X = x \quad (ABU) \quad . \quad (5.11)$$

Im Klartext bedeutet dies, dass die Selektion nur auf Grund von beobachtbaren Merkmalen stattfindet (vgl. Blundell und Costa Dias, 2002: 22). Die Bedingung löst das Problem, dass $E[Y^C | S = 1]$ nicht beobachtbar ist. Falls

die ABU gültig ist, kann $E[Y^C|S = 0, X]$ als ein Maß für das potenzielle Ergebnis der Gruppe der Geförderten mit gleichen Charakteristika verwendet werden (vgl. Lechner 1998). Die ABU ist allerdings nur plausibel, wenn alle Variablen, die das Ergebnis Y^C oder Y^T beeinflussen und der Teilnahmestatus S bekannt und in der Datenbasis verfügbar sind. Es ist nicht möglich, die Gültigkeit der ABU formal zu testen (vgl. Almus et al. 1999). Der Anwender benötigt daher eine umfassende Menge an Informationen, die es erlaubt, eine glaubwürdige Approximation der ABU herzustellen. Falls die ABU gilt, ist die Gleichung

$$E[Y^C|S = 1, X = x] = E[Y^C|S = 0, X = x] \quad (5.12)$$

erfüllt. Das bedeutet, dass Beobachtungen nicht-geförderter Unternehmen verwendet werden können, um das erwartete Ergebnis der geförderten Unternehmen zu schätzen, gegeben dass es keine systematischen Unterschiede zwischen den Teilnehmern der öffentlichen Förderprogramme und der Kontrollgruppe gibt. Neben der ABU hängt die Identifikation des Kausaleffekts von einer weiteren Bedingung ab: Individuelle Kausaleffekte werden nicht vom Teilnahmestatus anderer Unternehmen beeinflusst, d.h. es wird die Abwesenheit indirekter Effekte angenommen (*stable unit treatment value assumption*: SUTVA; vgl. Angrist et al. 1996).

Außerdem muss für alle Teilnehmer ein Pendant in der Gruppe der Nichtteilnehmer enthalten sein, von denen jedes prinzipiell ein Teilnehmer hätte sein können. Diese Annahme ist als Bedingung des *Common Support* bekannt, d.h. die Wertebereiche der Matchingkriterien müssen sich überlappen. Besteht kein Common Support für alle Teilnehmer, ist (nur) eine Evaluierung von Teilstichproben möglich. Dies ist eine sehr strenge Voraussetzung für die Anwendung des Matchings, wenn ein zu evaluierendes Programm auf eng spezifizierte Gruppen ausgerichtet ist (vgl. z.B. Blundell und Costa Dias, 2000, 2002). Ein Beispiel wäre die öffentliche Förderung junger Biotechunternehmen. Diese Bedingung bedeutet aber nicht, dass eine Kontrollgruppe viel größer sein muss als die Teilnehmergruppe. Die Kontrollgruppe kann deutlich kleiner sein. Solange sich die Intervalle der

Matchingkriterien genügend überlappen, können die potenziellen Kontrollbeobachtungen durch Ziehen-mit-Zurücklegen mehrfach als Schätzwert für die kontrafaktische Situation verwendet werden. In der jüngeren Literatur zu so genannten heterogenen Treatments ist die Kontrollgruppe per Konstruktion des Schätzer sogar üblicherweise kleiner als die Treatmentgruppe (vgl. z.B. Gerfin und Lechner, 2000).

Gelten die Annahmen, kann für jede Beobachtung eines Teilnehmers Y^T eine oder mehrere Beobachtungen von Teilnehmern mit der gleichen Realisation von beobachtbaren Charakteristika X gesucht werden. Anhand dieser kann die kontrafaktische Situation geschätzt werden. Dann gilt für den Kausaleffekt öffentlicher Fördermittel aus Gleichung (5.1):

$$\alpha_{TT} = E[Y^T|S = 1, X = x] - E[Y^C|S = 0, X = x]. \quad (5.13)$$

α_{TT} kann unverzerrt geschätzt werden, indem das Stichprobenäquivalent der beiden Erwartungswerte, die arithmetischen Mittel beider Gruppen, berechnet werden (vgl. Lechner 1998).

Die Rolle des Propensity Scores

Die Durchführung eines Matching-Verfahrens erfordert das Vorhandensein von Beobachtungen nicht-geförderter Unternehmen, die mit den Teilnehmern aufgrund beobachtbarer Charakteristika X “gematcht” werden können. Da das Matching nur eine Selektion aufgrund der Merkmale berücksichtigen kann, die in X enthalten sind, wird X typischerweise eine große Anzahl von Variablen enthalten, um die Gültigkeit der ABU zu gewährleisten. Der Vektor x_i , der die exogenen Variablen von Unternehmen i enthält, hat daher eine hohe Dimension. Dies erschwert die Schätzung des Kausaleffekts, da es beinahe unmöglich ist, geförderte und nicht-geförderte Unternehmen zu finden, die exakt die gleichen Werte der exogenen Variablen haben. Gemäß Rosenbaum und Rubin (1983) kann der Vektor der exogenen Variablen x_i zur Lösung dieses Problems zu einem einzelnen Skalar verdichtet werden, dem

sogenannten *Propensity Score*. Dieses Maß repräsentiert die Wahrscheinlichkeit, dass ein gegebenes Unternehmen i Fördermittel erhält, gegeben der Menge x_i individueller Merkmale: $Pr(S_i = 1|X = x_i)$. Rosenbaum und Rubin (1983) zeigen, dass es bei Gültigkeit der ABU ausreichend ist, auf den Propensity Score zu konditionieren, um statistische Unabhängigkeit zwischen dem potenziellen Ergebnis und dem Erhalt von FuE-Fördermitteln sicherzustellen. Es gibt mehrere Arten der Konditionierung, die unter dem Begriff *Balancing Scores* zusammengefasst werden können (vgl. Rosenbaum und Rubin, 1983, Lechner, 1998). Balancing Scores decken ein weites Spektrum von Maßen ab, angefangen mit dem komplexesten $X = x_i$, dem exakten Matching über alle Merkmale in X bis hin zum Propensity Score $P(X) = Pr(S_i = 1|X = x_i)$ als die einfachste Form.

Rosenbaum und Rubin (1983) betonen, dass Matching “[...] eine Methode ist, Einheiten aus einem großen Sammelbecken potenzieller Vergleiche zu selektieren, um eine Vergleichsgruppe moderater Größe hervorzubringen, in der die Verteilung der Kovariaten ähnlich der in der Teilnehmergruppe ist.” In der Praxis ist das reine Propensity-Score-Matching am Weitesten verbreitet. Jedoch möchte man häufig außer der Teilnahmewahrscheinlichkeit zusätzlich andere Faktoren in der Matchingfunktion berücksichtigen, wie z.B. die Unternehmensgröße. Zwar wäre die Unternehmensgröße auch im Propensity-Score enthalten, aber durch andere Charakteristika könnte es passieren, dass Unternehmen sehr verschiedener Größe gematcht werden. Die Unternehmensgröße ist bei den meisten industrieökonomischen Fragestellungen aber ein wichtiger Faktor, so dass man gegebenenfalls sicherstellen möchte, dass nur ähnlich große Unternehmen miteinander verglichen werden. Lechner (1998) schlägt dazu ein hybrides Matching vor. Neben dem Propensity-Score wird eine Untergruppe von Merkmalen, $M \in X$, in den Balancing-Score aufgenommen. So kann sichergestellt werden, dass sich die gematchten Unternehmen in $P(X)$ und M ähneln. Im folgenden Abschnitt wird beschrieben, wie verschiedene Matching-Ansätze empirisch umgesetzt werden können.

Verschiedene Matchingverfahren

In der Literatur wurden verschiedene Matchingverfahren entwickelt (vgl. Heckman et al., 1997, für einen Überblick). Um das Matching durchzuführen, müssen für jeden Programmteilnehmer bzw. gefördertes Unternehmen “Nachbarn” gesucht werden. Seien N^C Beobachtungen in der Vergleichsgruppe und $C(X_i)$ der “Nachbarschaftsbereich” basierend auf den Charakteristika X_i des i -ten Teilnehmers. Im Matching wird dann für jeden Teilnehmer i eine Gruppe von Nichtteilnehmern j als Nachbarn gesucht:⁷

$$A_i = \{j | X_j \in C(X_i)\}.$$

Sei ferner $w(i, j)$ ein Gewicht für jede Beobachtung j für den Vergleich mit Beobachtung i . Die Gewichte $w(i, j)$ summieren sich zu eins:

$$\sum_{j=1}^{N_C} w(i, j) = 1$$

und es gelte $0 \leq w(i, j) \leq 1$. So kann ein gewichteter Vergleichsgruppendurchschnitt für Beobachtung i als

$$\bar{Y}_i^C = \sum_{j=1}^{N_C} w(i, j) Y_j^C \quad (5.14)$$

gebildet werden und der geschätzte Treatmenteffekt für die Beobachtung i ist

$$Y_i - \bar{Y}_i^C. \quad (5.15)$$

Laut Heckman et al. (1998) unterscheiden sich Matching-Schätzer nur bezüglich der Gewichte, die den Mitgliedern der Vergleichsgruppe zugeordnet werden. Im Extremfall werden entweder alle Kontrollbeobachtungen oder nur die ähnlichste Beobachtung als Matchinggruppe ausgewählt.

⁷Im Folgenden wird X als Notation für das Argument in der Matchingfunktion benutzt. Als X kann entweder der Propensity-Score $P(X)$ oder $P(X)$ zuzüglich weiterer Variablen M eingesetzt werden.

Nearest-Neighbor-Matching

Beim “Nearest-Neighbor” Matching (NN) wird das Gewicht für die ähnlichste Beobachtung gleich eins gesetzt und gleich null für alle anderen Fälle. A_i ist so definiert, dass nur eine Beobachtung j als Vergleichsgruppe gewählt wird, wobei es die ähnlichste Beobachtung zu X_i im Sinne einer metrischen Distanz ist:

$$A_i = \left\{ j \mid \min_{j \in 1, \dots, N^C} \|X_i - X_j\| \right\}. \quad (5.16)$$

Beim NN-Matching wird also genau ein “Zwilling” für jede Beobachtung i gesucht. Ist in X nur der Propensity-Score enthalten, kann die Distanz $\|X_i - X_j\|$ z.B. als absolute oder quadratische Differenz zwischen i und allen j berechnet werden. Sind im Balancing-Score allerdings mehrere Variablen enthalten, muss ein multivariates Distanzmaß verwendet werden. Weit verbreitet ist die Mahalanobisdistanz:

$$\|X_i - X_j\| := MD_{ij} = (X_j - X_i)' \Omega^{-1} (X_j - X_i) \quad (5.17)$$

Ω ist die empirische Kovarianzmatrix von X_j , d.h. auf Basis der Vergleichsgruppe (vgl. Heckman et al., 1999: 1954).

Für die Gewichtung beim NN-Matching gilt

$$w(i, j) = \begin{cases} 1, & \text{wenn } j \in A_i, \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases} \quad (5.18)$$

Caliper-Matching

Eine Variante des NN-Matching ist das “Caliper-Matching” (vgl. Cochran und Rubin, 1973). Dabei werden nur Beobachtungen einander zugeordnet, wenn

$$\|X_i - X_j\| < \varepsilon, \quad (5.19)$$

wobei ε eine vorher festgelegte Toleranz ist. Beim NN-Matching kann es passieren, dass der nächste Nachbar zwar diejenige Beobachtung mit der kleinsten Distanz ist, aber diese Distanz unwünschenswert groß ist. Beim Caliper-Matching werden zu große Distanzen verhindert, und für Beobachtungen i , für die es keine Beobachtung j innerhalb eines festgelegten

Nachbarschaftsintervalls gibt, wird kein Match durchgeführt. Eine mögliche Wahl von ε wäre z.B. $\varepsilon = c\sqrt{\text{Var}(X_i)}$ wobei c eine Konstante ist (vgl. z.B. Hagen und Steiner, 2000: 63).

Kernel-Based-Matching

Während beim NN-Matching nur der nächste Nachbar als Vergleichsgruppe gewählt wird, verwendet das Kernel-Matching die vollständige Vergleichsgruppe für jede Beobachtung i , sodass

$$A_i = \{1, \dots, N_C\}. \quad (5.20)$$

Die Gewichte für das kontrafaktische Ergebnis werden spezifiziert als

$$w_{ij} = \frac{K((X_j - X_i)/h)}{\sum_j K((X_j - X_i)/h)}. \quad (5.21)$$

Der Kernel K gewichtet die Beobachtungen hinsichtlich ihrer Distanz zu X_i . h ist der Parameter der Bandbreite. Die Gewichte sind ein lokal gewichteter Durchschnitt des Ergebnisses der Kontrollgruppenbeobachtungen mit ähnlichen Eigenschaften. Um die Gewichte zu bestimmen, muss eine Kernelregression durchgeführt werden, wie z.B. eine Nadaraya-Watson Kernelregression. Das Minimierungsproblem, um das kontrafaktische Ergebnis für Firma i zu erhalten, lautet (vgl. Pagan und Ullah, 1999: 79ff)

$$m(X_i) = \min_m \sum_j (Y_j^C - m)^2 K\left(\frac{X_j - X_i}{h}\right). \quad (5.22)$$

Der daraus resultierende Schätzer ist

$$\sum_j \frac{K((X_j - X_i)/h)}{\sum_j K((X_j - X_i)/h)} Y_j = \sum_j w_{ij} Y_j. \quad (5.23)$$

Alternativ zur Nadaraya-Watson-Regression können auch andere nichtparametrische Schätzer verwendet werden (vgl. Pagan und Ullah, 1999: 86ff, für einen Überblick).

Als Kernel-Funktion werden typischerweise der Epanechnikov-Kernel oder der Gauss-Kernel verwendet. Die Bandbreite h kann z.B. nach Silverman's (1986) Faustregel als

$$h = \begin{cases} 0,9RN_C^{-1/5} & \text{wenn } k = 1, \\ k(0,9N_C^{-1/5})^2 & \text{wenn } k > 1, \end{cases} \quad (5.24)$$

gewählt werden, wobei k die Anzahl der in X enthaltenen Variablen darstellt und $R = \min(s, iqr/1,34)$ mit s als Standardabweichung und iqr als Interquartilsabstand in X im Sample der Kontrollbeobachtungen (vgl. auch Bergemann et al. 2001).

Zusammenfassung des Methodenüberblicks

In diesem Abschnitt wurde ein kurzer Überblick über die gängigen Methoden der quantitativen Evaluationsforschung gegeben. Darüberhinaus gibt es Kombinationen von Methoden, die verbesserte Schätzergebnisse liefern. Eine verbreitete Methode ist "Conditional-Difference-in-Difference" (vgl. Heckman et al., 1998, Blundell und Costa Dias, 2002, oder Bergemann et al., 2001, für eine Anwendung). Dabei wird ein Matching durchgeführt, aber der Treatmenteffekt nicht nur als durchschnittliche Differenz zwischen den beiden Gruppen berechnet, sondern die Vorher-Nachher-Differenz der Beobachtungen wird wie bei der DdD-Methode berücksichtigt.

Alle vorgestellten Ansätze, um den Treatmenteffekt α zu schätzen, haben ihre Vor- und Nachteile und es gibt keine Richtlinien, wann welche Schätzverfahren anzuwenden sind. "[...] Folglich hängt die Wahl des passenden ökonometrischen Modells von den Daten ab, auf die es angewendet werden soll" (Heckman et al., 1996). Heckman und Hotz (1989) schlussfolgern zudem, dass "[...] kein objektiver Weg existiert, zwischen alternativen nicht-experimentellen Schätzern zu wählen."

Letztendlich wird hier ein Matching-Ansatz verwendet, da die Datenmenge umfassende Informationen über die Unternehmen enthält und es ermöglicht,

einen “Zwilling”, d.h. eine gute Kontrollbeobachtung für jede geförderte Firma zu finden. Hausmann (2001) stellt außerdem fest, dass Matchingverfahren zu robusteren Schätzungen des Treatmenteffekts führen als andere Methoden. Die Verwendung der DdD-Methode ist mit den vorliegenden Daten unmöglich, da keine Paneldaten vorliegen. Für die Anwendung der IV-Methoden steht kein geeignetes Instrument zur Verfügung. Selbst für die Verwendung der Selektionsmodelle ist es problematisch, eine geeignete, ökonomisch sinnvolle Ausschlussrestriktion zu finden, d.h. eine Variable, die in der Schätzung der Teilnahme Gleichung enthalten ist, aber nicht in der Ergebnisgleichung. Ein schöner Nebeneffekt beim Matching besteht nicht nur in der Tatsache, dass man die Ergebnisgleichung nicht explizit spezifizieren muss, sondern auch darin, dass keine Ausschlussrestriktion benötigt wird.

5.4 Anwendung des Matchingverfahrens für ostdeutsche Unternehmen

In diesem Abschnitt wird ein NN-Matching für ostdeutsche Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes durchgeführt. Ein Vorteil gegenüber anderen Studien ist, dass exakt bestimmt werden kann, ob ein Unternehmen irgendeine Förderung für innovative Projekte erhalten hat. Die verwendeten Daten beziehen sich auf alle Programme, die vom Staat und der EU angeboten wurden, sodass die Effekte der unternehmensbezogenen Forschungs- und Technologiepolitik insgesamt reflektiert werden können. Viele andere Studien beschäftigen sich nur mit einem bestimmten FuE-Programm und können die möglichen Effekte anderer öffentlich finanzierter Forschung nicht kontrollieren. Dagegen können hier Teilnehmer und Nichtteilnehmer in der Stichprobe genau unterschieden werden. Die Kontrollgruppe enthält nur Unternehmen, die keine Forschungsförderung von Bund, Ländern oder der EU erhalten haben. Dieser Vorteil hat allerdings seinen Preis: Es kann nicht nachvollzogen werden, an welchem Programm eine Firma teilgenommen hat. Es wird nur beobachtet, ob ein Unternehmen an einem Innovationsförderprogramm der öffentlichen Hand teilgenommen hat. Natürlich

zielten die Programme auf verschiedene Arten von Unternehmen ab und heterogene Programmeffekte sind wahrscheinlich — manches Programm mag sehr erfolgreich für alle Beteiligten ausgehen, andere wiederum nicht. Diese Analyse kann daher nur als breiter Nachweis über die generelle Forschungsförderung in Ostdeutschland angesehen werden und ist nur in der Lage, durchschnittliche Effekte unterschiedlicher Maßnahmen aufzuzeigen. Eine für die Verantwortlichen in den Ministerien höchst interessante Frage, welches Programmdesign beispielsweise die größte stimulierende Wirkung entfaltet hat, kann hier nicht ermittelt werden.

Die SUTVA, d.h. die Annahme der Abwesenheit indirekter Effekte, begründet einen potenziellen Einspruch gegen die Analyse. Da hier aber alle FuE-Förderprogramme in Ostdeutschland betrachtet werden, sollten diese möglichen indirekten Effekte keine verzerrten Ergebnisse verursachen: Die Unternehmen konkurrieren auf vielen Submärkten um die Mittel (verschiedene Maßnahmen). Wenn man sich eine mögliche Nachfrageverschiebung nach FuE-Inputs und die daraus resultierende Veränderung der Faktorpreise betrachtet, ist es nicht wahrscheinlich, dass öffentliche Förderprogramme einen bemerkenswerten Effekt haben: Der Markt für FuE ist eher ein nationaler als mehrere regionale. Zwar wurden in Ostdeutschland etwa 60% der innovierenden Unternehmen gefördert, aber wenn ganz Deutschland betrachtet wird, ist dieser Anteil ziemlich klein, weil weniger als 14% der Innovatoren in Ostdeutschland angesiedelt sind. In Westdeutschland erhalten nur 15% der innovierenden Unternehmen öffentliche Finanzierungsmittel. Die Mehrheit der deutschen Innovatoren des verarbeitenden Gewerbes nimmt nicht an öffentlichen Förderprogrammen teil. Außerdem ist die Menge der Fördermittel für die Empfänger im Vergleich zu ihren privaten Investitionen niedrig. Zum Beispiel gaben die Unternehmen in Deutschland im Jahr 1999 grob € 30 Mrd. für FuE-Aktivitäten aus, während die öffentlichen Mittel des Bundes für zivile FuE auf etwa € 1 Mrd. kamen (BMBF 2000). Weil der Anteil der Fördermittel nur etwa 3% beträgt, scheint es unwahrscheinlich, dass öffentliche Fördermaßnahmen einen wesentlichen Einfluss auf die Preise von FuE-Inputs haben. Es wird angenommen, dass

die SUTVA erfüllt ist.

5.4.1 Datenbasis und verwendete Variablen

Die benutzten Daten stammen wieder aus dem MIP und es werden die Jahre 1994, 1996 und 1998 betrachtet. Lichtenberg (1984) kritisiert an früheren Studien zur Wirkungsanalyse von Forschungs- und Technologiepolitiken, dass die Ergebnisse oft verzerrt seien, weil die zugrundeliegenden Daten hauptsächlich Beobachtungen großer Unternehmen seien. Diese Kritik ist hier nicht zutreffend, da das MIP bereits Unternehmen ab 5 Beschäftigten bei der Stichprobenziehung berücksichtigt. Die hier verwendete Stichprobe enthält 925 Beobachtungen innovativer Unternehmen aus Ostdeutschland, von denen 622 an öffentlichen FuE-Förderprogrammen teilgenommen haben. Die Stichprobe ist größer als in Kapitel 4, weil hier weder die Preis-Kosten-Marge (*PCM*) noch das Credit-Rating (*CR*) aus der Creditreform-Datenbank benötigt werden. Beobachtungen, die in Kapitel 4 aufgrund von *Missing Values* nicht verwendet werden konnten, stehen für die in diesem Kapitel folgende Analyse zur Verfügung. Wie in Kapitel 4 kann auch hier kein Panel, sondern nur drei gepoolte Querschnitte genutzt werden. Die meisten Unternehmen, d.h. mehr als 70% werden in der Stichprobe nur einmal beobachtet. Nur etwa 8% sind in jedem der drei Querschnitte enthalten.

Als potenzielle Ergebnisvariable der empirischen Analyse wird die FuE-Intensität betrachtet, d.h. das Verhältnis von FuE-Aufwendungen zum Umsatz (multipliziert mit 100). Zum Vergleich mit Kapitel 4 wird auch der Logarithmus der FuE-Aufwendungen betrachtet. Die Stichprobe wird hinsichtlich der Teilnahme an Förderprogrammen geteilt in die *Treatment*-Gruppe, d.h. die geförderten Unternehmen, und die potenzielle Kontrollgruppe der nicht geförderten Unternehmen. Die empirische Analyse untersucht dann, ob Unternehmen, die in 1994, 1996 oder 1998 Fördermittel erhalten haben, verglichen mit solchen, die keine öffentlichen Mittel erhalten haben, im Beobachtungszeitraum durchschnittlich eine

höhere FuE-Intensität aufweisen. Es gibt drei Perioden, die evaluiert werden, und ein Unternehmen kann in einer, zwei oder drei Perioden zur Gruppe der geförderten Unternehmen gehören. Es werden jedoch nur solche Unternehmen für die potenzielle Kontrollgruppe zugelassen, die vorher an keinem der Förderprogramme teilgenommen haben. Um verzerrte Ergebnisse zu vermeiden, sind daher alle Unternehmen, die 1994, aber nicht in den beobachteten Jahren danach bzw. 1996, aber nicht 1998, von der potenziellen Kontrollgruppe ausgeschlossen. Ein wichtiger Teil der empirischen Analyse ist es, die Wahrscheinlichkeit zu schätzen, mit der ein Unternehmen öffentliche Fördermittel erhält, gegeben einer Anzahl beobachtbarer Merkmale, die auch einen Einfluss auf die Ergebnisvariable, die FuE-Intensität, haben. Deshalb werden die Kontrollvariablen, die in dieser empirischen Analyse verwendet werden, im Folgenden kurz vorgestellt.

Der Logarithmus der Anzahl der Mitarbeiter und sein Quadrat kontrollieren mögliche Größeneffekte. Ein Problem bei der Verwendung der Mitarbeiteranzahl ist die Tatsache, dass Unternehmen, die Fördermittel erhalten, FuE-Personal einstellen könnten und sich die Anzahl ihrer Beschäftigten so erhöht. Dies würde eine Endogenität zwischen dem Erhalt öffentlicher Mittel und der Unternehmensgröße verursachen. Deshalb wäre es vorzuziehen, die Anzahl der Mitarbeiter im Jahr vor der Teilnahme an den Förderprogrammen zu verwenden, aber diese Angabe ist aufgrund der Querschnittsstruktur der Daten nicht für alle Unternehmen verfügbar. Aus zwei Gründen sollte das Endogenitätsproblem aber nicht schwerwiegend sein. Erstens gibt es nur wenige Programme, die dazu angelegt wurden, das FuE-Personal direkt zu erhöhen. Zweitens beläuft sich der Anteil des FuE-Personals an den gesamten Beschäftigten bei den Unternehmen im Durchschnitt auf weniger als 5%. Diese Zahl ist im Zeitverlauf stabil. Forschungsförderung könnte die Anzahl des FuE-Personals zwar in einigen Fällen beeinflussen, verglichen mit der Gesamtzahl der Beschäftigten ist diese Zahl allerdings klein. Diese zwei Argumente schwächen die Bedenken einer potenziellen Endogenität zwischen dem Erhalt von Fördermitteln und der Anzahl der Beschäftigten ab.

Branchendummies (vgl. Tabelle 4.4) kontrollieren Branchenunterschiede, z.B. das heterogene technologische Potenzial in verschiedenen Wirtschaftszweigen. Zwei Jahresdummies kontrollieren intertemporale Heterogenität. Ein weiterer wichtiger Faktor, der sowohl Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Förderung als auch auf das Erfolgsmaß haben könnte, ist der Wettbewerb. Mehrere Variablen messen daher kompetitive Einflüsse: Der Marktanteil misst den Umsatz der Unternehmen in Relation zu dem der Branche, gemessen auf der NACE Dreisteller-Ebene. Die Importquote, gemessen auf der Branchenniveau (Zweisteller-Ebene), beschreibt den Konkurrenzdruck ausländischer Unternehmen auf dem inländischen Markt. Außerdem wird der Quotient aus dem Exportumsatz und dem Gesamtumsatz auf der Unternehmensebene mit einbezogen, um ausländische Konkurrenz zu messen. Die Unternehmenskonzentration auf dem inländischen Markt wird durch das Konzentrationsmaß CR6 gemessen, d.h. als die Summe der Marktanteile der sechs größten Unternehmen der Branche.

Die Kapitalintensität, d.h. das Sachanlagevermögen pro Beschäftigtem, wird in die Analyse mit einbezogen, um den Einsatz unterschiedlicher Technologien im Produktionsprozess zu berücksichtigen. Außerdem wird das Alter der Unternehmen beachtet. Es wird oft behauptet, dass ältere Firmen abgeneigt sind, Innovationen hervorzubringen. Deshalb könnte man argumentieren, dass sie sich mit geringerer Wahrscheinlichkeit für öffentliche Förderprogramme bewerben als jüngere Firmen. Die Gründung eines Unternehmens induziert gewöhnlich Innovationsaktivitäten und so werden junge Unternehmen in Bezug auf FuE als lebhafter angesehen.

Die Rechtsform deutet auf die Risikoeinstellung des Unternehmens (oder ihres Eigners) hin und auch auf die Chance, in ein Förderprogramm aufgenommen zu werden. Die Dummyvariable "Rechtsform" teilt die Stichprobe in Unternehmen mit Rechtsformen, bei denen die Haftung beschränkt ist (AG, GmbH oder GmbH & Co.KG). Für diese Unternehmen ist die Rechtsform-Dummyvariable gleich null. Eigner, die diese Rechtsformen wählen, können ihr Risiko bis zu einem gewissen Grad minimieren und

haben daher einen höheren Anreiz, mehr risikoreiche Projekte durchzuführen (vgl. Stiglitz und Weiss, 1981). Die Dummyvariable ist gleich eins für alle anderen Rechtsformen (Einzelunternehmen und Personengesellschaften). Firmen mit beschränkter Haftung haben bessere Optionen, öffentliche Mittel zu erhalten, weil sie bei der Antragstellung beweisen müssen, dass sie bereits einen funktionierenden Wirtschaftsbetrieb unterhalten. Unternehmen mit einer haftungsbeschränkenden Rechtsform müssen in Deutschland im Handelsregister eingetragen sein, d.h. es existieren öffentlich zugängliche Informationen, die dokumentieren, dass das Unternehmen tatsächlich einer wirtschaftlichen Tätigkeit nachgeht. Unternehmen mit anderen Rechtsformen haben dies bei ihrer Antragstellung nachzuweisen und der zuständige Beamte des Ministeriums bzw. des Projektträgers muss es eigenständig nachprüfen. Auf Grund der Tatsache, dass Beamte risikoavers handeln könnten, werden Unternehmen mit beschränkter Haftung möglicherweise bevorzugt, weil sie ihre Glaubwürdigkeit bereits durch den Eintrag ins Handelsregister bewiesen haben.

Als Variable des technologischen Know-Hows und der FuE-Erfahrung, wird eine Dummyvariable in die Analyse aufgenommen, die anzeigt, ob ein Unternehmen eine eigene FuE-Abteilung hat. Die Einbeziehung dieses Dummys birgt wiederum eine Endogenitätsproblematik. Dies wäre allerdings nur der Fall, wenn die Unternehmen als Ergebnis der Forschungsförderung neue FuE-Abteilungen einrichten würden. Da es in Deutschland keine Förderprogramme gibt, die explizit die Gründung ganzer FuE-Abteilungen unterstützen, ist es nicht wahrscheinlich, dass dieses Endogenitätsproblem auftritt. Der FuE-Abteilungsdummy reflektiert die Absorptionskapazitäten und die FuE-Erfahrung der Unternehmen.

Schließlich werden noch Dummyvariablen verwendet, die anzeigen, ob die beobachtete Firma ein Tochterunternehmen einer ausländischen oder west-deutschen Firma ist. Dies wird aus zwei Gründen gemacht: Es gibt einige Förderprogramme speziell für KMU. Wenn ein Unternehmen nach der Mitarbeiteranzahl und dem Umsatz zwar zur Gruppe der KMU zählt, aber

zu einem Konzern mit einer großen Muttergesellschaft gehört, könnte sie trotzdem nicht an einem Förderprogramm für KMU teilnehmen. Töchter mit Großunternehmen als Mutter werden von den zuständigen Behörden im Hinblick auf die Berechtigung für eine KMU-Programmenteilnahme nicht als KMU eingestuft. Außerdem sind viele Programme ausschliesslich für ostdeutsche Unternehmen. Wenn aber das Mutterunternehmen aus Westdeutschland oder dem Ausland stammt, können ihre Tochtergesellschaften nicht an diesen Programmen teilnehmen. Die Dummyvariablen "Westdeutsche Muttergesellschaft" und "Ausländische Muttergesellschaft" sollen diese Effekte auffangen.

5.4.2 Ausgangssituation und Probit-Schätzung

Situation vor der Matchingprozedur

Die Datenbasis enthält 625 ostdeutsche Unternehmen (N^1), die öffentliche FuE-Fördermittel erhalten haben. Außerdem gibt es 303 Unternehmen (N^0), die keine Fördermittel erhalten haben. Tabelle 5.1 zeigt, dass es zwischen den beiden Gruppen wesentliche Unterschiede in den arithmetischen Mitteln mehrerer Merkmale gibt (siehe Spalten I und II). Die Verteilung über die Branchen ist ebenfalls verschieden. Dies deutet an, dass die Gruppe der geförderten Unternehmen eine selektive Gruppe ist. Sowohl die Entscheidung des Unternehmens, sich für eine öffentliche Förderung zu bewerben, als auch die Selektionsmechanismen der Behörden, die die Mittel verteilen, generieren eine Gruppe von Unternehmen mit speziellen Merkmalen. Der Vergleich der unternehmensspezifischen FuE-Intensität auf Basis der ursprünglichen Datenmenge würde demnach auf Grund der Unterschiede zwischen beiden Gruppen zu verzerrten Ergebnissen führen.

Spezifikationstests und Probitschätzung

Eine intuitive Lösung des Kontrollgruppenproblems wäre, für jedes geförderte Unternehmen einen Zwilling zu finden, sodass für die gewählten Matchingkriterien exakt die selben Werte vorliegen. Die relativ große Anzahl dieser Variablen und die Verfügbarkeit von nur 303 Unternehmen in der potenziellen Kontrollgruppe verhindern diesen Ansatz. Daher wird ein

Propensity-Score-Matching durchgeführt.

Tabelle 5.1: Mittelwertvergleiche der geförderten Firmen, Firmen der potenziellen Kontrollgruppe ohne Förderung und der gewählten Kontrollgruppe

	I	II	III
	Geförderte Firmen	Nicht-geförderte ^a Firmen	Gewählte ^b Kontrollfirmen
Anzahl Beschäftigte	191,8	136,3	178,6
Exportquote	0,171	0,099*	0,174
Marktanteil	0,385	0,278	0,350
Importquote	0,209	0,180*	0,209
Konzentration (CR6)	0,185	0,169	0,186
Westdeutsche Mutter	0,196	0,191	0,220
Ausländische Mutter	0,048	0,076	0,056
Unternehmensalter	5,963	7,376	6,564
Kapitalintensität	0,095	0,104	0,097
Rechtsform	0,058	0,092	0,069
FuE-Abteilung	0,603	0,248*	0,592
Propensity Score	0,817	0,044*	0,801
Anzahl Beobachtungen	622	303	622
Verschiedene Kontrollen	/	/	157

* bedeutet, dass die Mittelwerte sich bei einem 5%-Niveau signifikant voneinander unterscheiden (vgl. Spalten I und II bzw. I und III.)

^a Nicht-geförderte Firmen der Ausgangsstichprobe vor dem Matching.

^b Gewählte nicht-geförderte Firmen basierend auf dem Matching. Die Verteilung über die Branchen unterscheidet sich vor dem Matching und ist danach identisch.

Der benutzte Matching-Algorithmus korrespondiert eng mit dem von Lechner (1998) verwendeten. Um das multidimensionale Problem, dass aus der relativ großen Anzahl an Kovariaten resultiert, zu einem eindimensionalen zu reduzieren, wird anfangs ein Probit-Modell geschätzt. Die Entscheidung, ob ein Unternehmen öffentliche Unterstützung erhalten hat ($S_i = 1$) oder nicht ($S_i = 0$) ist die endogene Variable.

$$E[S_i|X = x_i] = \Phi(x_i'\beta) \quad \forall \quad i = 1, \dots, N_C + N_T \quad (5.25)$$

Der Vektor x_i enthält die Merkmale, die die Wahrscheinlichkeit beeinflussen, öffentliche FuE-Fördermittel zu erhalten. Φ ist die kumulierte Dichtefunk-

tion der Standardnormalverteilung und β ist der zu schätzende Parameter. N_T und N_C definieren entsprechend die Anzahl der geförderten und der nicht-geförderten Unternehmen.

Es wurden Tests auf Normalität und Heteroskedastie durchgeführt, um mögliche Fehlspezifikationen zu finden, weil diese zu inkonsistenten Probit-Schätzungen führen würden. Es werden *Lagrange Multiplier* (LM) Tests verwendet (vgl. z.B. Verbeek, 2000), um zu überprüfen, ob Verletzungen der Annahmen vorliegen (Normalität und Homoskedastie). Die Ergebnisse der Heteroskedastietests sind in Tabelle 5.2 aufgeführt. Die Statistiken sind χ^2 -verteilt, wobei die Anzahl der Freiheitsgraden jeweils der Anzahl der zu testenden Variablen entspricht. Die Tests weisen die Hypothese der Homoskedastie bei einem Signifikanzniveau von 5% nicht zurück. Außerdem wird die Annahme der Normalität ebenfalls bei einem Signifikanzniveau von 5% nicht verworfen (χ^2 -verteilt mit 2 Freiheitsgraden).

Tabelle 5.2: Heteroskedastie- und Normalitätstests			
Variablen	Freiheitsgrade	Statistik	p-Wert
Branchendummies	11	13,290	0,275
Jahresdummies	2	4,245	0,120
Größenklassen	5	5,050	0,410
Exportquote	1	0,900	0,343
Marktanteil	1	0,015	0,903
Importquote	1	0,177	0,674
Konzentration (CR6)	1	0,070	0,791
Muttergesellschaft	2	1,096	0,578
1/Alter	1	0,471	0,492
Kapitalintensität	1	0,213	0,644
Rechtsform	1	0,000	0,984
FuE-Abteilung	1	2,005	0,157
Normalität	2	4,941	0,085
Anzahl Beobachtungen		925	

Folglich wird keine Evidenz möglicher Fehlspezifikationen des Probitmodells gefunden. Die geschätzten Propensity-Scores können somit für den folgenden

Matching-Prozess benutzt werden. Tabelle 5.3 enthält die geschätzten Parameter, die zunächst kurz interpretiert werden. Zusätzlich zu den geschätzten Parametern enthält die Tabelle die marginalen Effekte, die normalerweise zur Interpretation der Ergebnisse herangezogen werden. Hier kann der Effekt marginaler Änderungen einer exogenen Variablen auf die Wahrscheinlichkeit, Forschungsförderung zu erhalten, untersucht werden. Die marginalen Effekte für das Probitmodell werden laut Greene (2000) wie folgt berechnet:

$$\frac{\partial E[S | X = x]}{\partial x_k} = \frac{\partial Pr(S = 1 | X = x)}{\partial x_k} = \frac{\partial \Phi(x' \beta)}{\partial x_k} = \phi(x' \beta) \beta_k . \quad (5.26)$$

In der Gleichung (5.26) stellt ϕ die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Standardnormalverteilung dar.

Tabelle 5.3: Probitschätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeit

Variable	Koeffizient	t-Wert	Marg. Eff. ^{a)}	t-Wert
ln(Beschäftigte)	0,641	2,580*	0,218	2,580*
(ln(Beschäftigte)) ²	-0,051	-1,830	-0,017	-1,820
Kapitalintensität	-0,196	-0,450	-0,067	-0,450
1/Alter	0,618	1,170	0,210	1,170
Westdeutsche Mutterges.	-0,223	-1,680	-0,079	-1,630
Ausländische Mutterges.	-0,680	-3,280*	-0,258	-3,160*
Exportquote	0,004	1,550	0,001	1,550
Importquote	0,011	1,160	0,004	1,160
Konzentration (CR6)	-0,022	-2,970*	-0,008	-2,970*
Marktanteil	-0,006	-0,210	-0,002	-0,210
FuE-Abteilung	0,681	6,300*	0,228	6,580*
Rechtsform	0,122	0,640	0,040	0,660
Konstante	-2,459	-4,140*	/	/
Pseudo R^2	0,202			
Beobachtungen	925			

* zeigt ein Signifikanzniveau von 5% an. Elf Branchendummys und zwei Zeitdummys werden nicht präsentiert.

^{a)} Marginale Effekte am Mittelwert der Variablen.

$\partial S / \partial x$ ist für Dummys die diskrete Veränderung von 0 zu 1.

In der Probitschätzung haben mehrere Branchendummys, die Jahresdummys, die Unternehmensgröße und auch die Tatsache, dass die mögliche

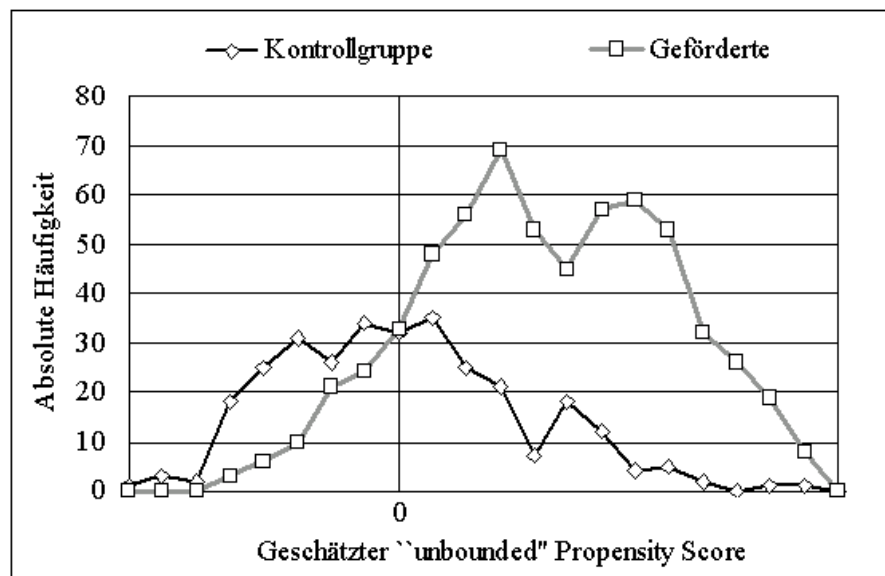
Muttergesellschaft im Ausland angesiedelt ist, einen wesentlichen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, FuE-Förderung zu erhalten. Zudem bestimmen die Unternehmenskonzentration und die Existenz einer FuE-Abteilung wesentlich die Wahrscheinlichkeit, gefördert zu werden. Bezüglich des Einflusses der Branchendummies wurden a priori keine Überlegungen gemacht. Es stellt sich heraus, dass eher technologieintensive Branchen ceteris paribus eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, gefördert zu werden. Die Jahresdummies deuten an, dass verglichen mit dem Bezugsjahr 1994 die Unternehmen in den Jahren 1996 und 1998 eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, Fördermittel zu erhalten. Die Existenz einer ausländischen Muttergesellschaft ist mit einem Rückgang der Wahrscheinlichkeit, FuE-Fördermittel zu erhalten, ceteris paribus um 26 Prozentpunkte verbunden. Dies zeigt, dass ausländische Unternehmen bzw. Unternehmen, die in ausländische Hand sind nicht der Fokus öffentlicher Unterstützung sind. Denn nicht nur mögliche Gewinne fließen ins Ausland, sondern auch das erworbene Know-How. Möglicherweise werden durch den ausländischen Besitz auch Spill-over Effekte innerhalb Deutschlands eingeschränkt.

Die Unternehmensgröße ist eine weitere Determinante, die die Förderwahrscheinlichkeit wesentlich beeinflusst. Je größer das Unternehmen, desto besser seine Chance, öffentliche Fördermittel zu erhalten. Dies liegt hauptsächlich in Informationsvorteilen, besseren FuE-Kapazitäten wie mehr Personal etc. begründet. Laut der marginalen Effekte würde die Erhöhung der Unternehmensgröße um 10 die Wahrscheinlichkeit, Fördermittel zu erhalten um 2,2 Prozentpunkte erhöhen (ausgehend von der mittleren Unternehmensgröße in der Stichprobe). Eine existierende FuE-Abteilung hat, nicht überraschend, einen großen positiven Effekt auf die Förderwahrscheinlichkeit: Sie erhöht sie um etwa 23 Prozentpunkte. Die Rechtsform beeinflusst die Förderwahrscheinlichkeit nicht.

Nach Schätzung der Gleichung (5.25) wird der *Unbounded Propensity Score* $x'_i\hat{\beta}$ für jede Beobachtung berechnet. Dieses Maß wird in der Matchingprozedur verwendet, um für jedes geförderte Unternehmen eine

Kontrollbeobachtung zu finden. Der *Unbounded Propensity Score* wird dem *Bounded Propensity Score* $\Phi(x'_i\hat{\beta})$ vorgezogen, weil dieser günstigere Verteilungseigenschaften hat (vgl. Hujer et al. 1997).⁸ Abbildung 5.1 zeigt die Häufigkeitsverteilung der Propensity Scores $x'_i\hat{\beta}$ beider Unternehmensgruppen. Sie erfüllen eine wichtige Voraussetzung für den Matchingprozess: Die beiden Graphen überschneiden sich zu einem Großteil, d.h. es ist prinzipiell möglich Kontrollbeobachtungen für die Programmteilnehmer zu finden (vgl. z.B. Lechner, 1998, oder Blundell und Costa Dias, 2000, 2002). Es wird allerdings deutlich, dass es am rechten Rand schwierig sein wird, Matchingpartner zu finden.

Abbildung 5.1: Ostdeutschland: Häufigkeitsverteilung der *Unbounded Propensity Scores*



⁸Die Wahl der Form des Propensity Scores ist hier aber nicht entscheidend. Die Verwendung von $\Phi(x'_i\hat{\beta})$ als Matchingkriterium führte nur zur marginal anderen Resultaten.

5.4.3 Das Matching-Protokoll

Als Verfahren wird hier eine Variante des NN- und Caliper-Matchings angewendet (vgl. Abschnitt 5.3.4). Der Matchingprozess verläuft wie folgt:

1. Die Stichprobe wird hinsichtlich des Förderstatus in zwei Gruppen getrennt, in geförderte und nichtgeförderte Unternehmen.
2. Ein Zuwendungsempfänger i wird ausgewählt.
3. Zunächst wird nur Propensity Score $P(X) = x'\hat{\beta}$ als Matchingkriterium verwendet. Stellt sich heraus, dass sich die beiden Unternehmensgruppen nach dem Matching noch unterscheiden, wird das Verfahren auf das hybride Matching verallgemeinert und es weitere Variablen in die Matchingfunktion aufgenommen, wie z.B. die Firmengröße. Die weiteren Merkmale wären dann in M enthalten, wobei $M \in X$.
4. Dann wird eine metrische Distanz berechnet:

$$d_{ij} = (x'_i\hat{\beta}, M_i)' - (x'_j\hat{\beta}, M_j)' \quad \forall j = 1, \dots, N_C.$$

d_{ij} wird für jede Kombination des geförderten Unternehmens i mit den Unternehmen der potenziellen Kontrollgruppe j gebildet. Die Mahalanobisdistanz ergibt sich als

$$MD_{ij} = d_{ij}' \Omega^{-1} d_{ij} \quad \forall j = 1, \dots, N_C.$$

Ω stellt die empirische Kovarianzmatrix der in der Matchingfunktion verwendeten Variablen dar. Diese basiert auf den Merkmalsausprägungen der Kontrollgruppe. Die Verwendung der Mahalanobisdistanz stellt sicher, dass sich positive und negative Distanzen zu Firma i nicht gegenseitig aufheben (quadratische Form). Außerdem werden durch die Berücksichtigung der Kovarianzmatrix unterschiedliche Dimensionen der Merkmale ausgeglichen. Ist in der Matchingfunktion nur der Propensity-Score enthalten, ist die Berechnung einer absoluten oder quadratischen Differenz anstatt der Mahalanobisdistanz ausreichend.

5. Nach der Berechnung der Distanz möchte man möglicherweise einige Einschränkungen für die Definition einer zulässigen Nachbarschaft machen (“Caliper”).
 - Um als Nachbar von Teilnehmer i in Frage zu kommen, ist es erforderlich, dass eine potenzielle Kontrollbeobachtung j derselben Branche zugeordnet ist.
 - Ein Defizit des NN-Matchings ist, dass immer ein nächster Nachbar gewählt wird, selbst wenn die kleinste metrische Distanz zur i -ten Kontrollbeobachtung sehr groß ist. Um zu große Entfernungen zu vermeiden, wird ein symmetrisches Intervall definiert, in welchem eine potenzielle Kontrollbeobachtung liegen muss: $[X_i - \varepsilon; X_i + \varepsilon]$. X_i stellt alle Elemente in der Matchingfunktion dar, d.h. zunächst $P(X) = x'\hat{\beta}$ und gegebenenfalls M . Es gilt $\varepsilon = c\sqrt{Var(X_i)}$ mit $c = 1.645$.⁹
6. Das Unternehmen j mit der kleinsten (Mahalanobis-) Distanz dient in der folgenden Analyse als Kontrollbeobachtung. Wenn mehrere Unternehmen die minimale Mahalanobisdistanz aufweisen, wird aus diesen eine Beobachtung zufällig ausgewählt. Falls nach Anwendung der im vorherigen Schritt beschriebenen Einschränkungen keine in Frage kommende Beobachtung im Pool der Kontrollgruppe bleibt, wird Unternehmen i übersprungen und es kann kein Match durchgeführt werden.
7. Das i -te Unternehmen wird aus dem Pool der Teilnehmer an öffentlichen Förderprogrammen entfernt. Die ausgewählte Kontrollbeobachtung verbleibt im Pool der potenziellen Kontrollbeobachtungen (Ziehen mit Zurücklegen). Dies wird wegen der relativ kleinen Kontrollgruppe gemacht. Üblicherweise sind mehr potenzielle Kontrollbeobachtungen vorhanden als Teilnehmer. Die vorliegende Unternehmensstichprobe enthält auf Grund der speziellen Situation nach der Wiedervereinigung allerdings mehr Unternehmen, die Fördergelder erhalten haben.

⁹Die Wahl von c ist aber nicht theoretisch begründet, sondern beliebig und wird hier als üblicher Wert für Konfidenzintervalle festgelegt.

Durch das Ziehen mit Zurücklegen kann ein nichtgefördertes Unternehmen mehr als nur einem Empfänger von Fördermitteln als Kontrollbeobachtung zugewiesen werden. Läge eine größere Kontrollgruppe vor, könnte man auch ohne Zurücklegen ziehen. In diesen Fall wäre es wichtig, die Teilnehmer zufällig nacheinander aus dem Teilnehmerpool zu ziehen.

8. Wiederholung der Schritte 2 bis 7, um für alle geförderten Unternehmen einen “Zwilling” zu finden.

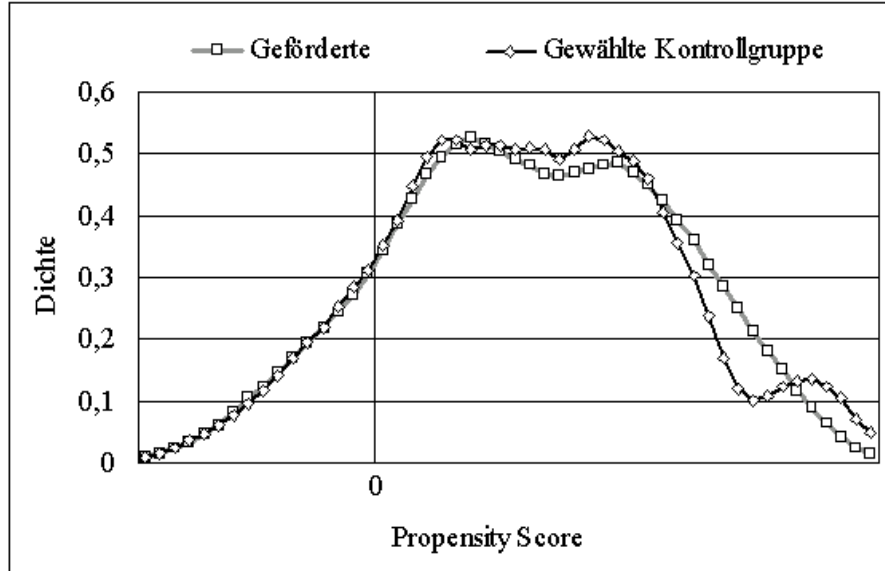
Es stellt sich heraus, dass die Verwendung des Propensity Score als Matchingkriterium bereits ausreichend ist, wenn die oben genannten Caliper-Restriktionen berücksichtigt werden. Tabelle 5.1 (Spalten I und III) zeigt, dass die beiden Gruppen sich nach dem Matching in keinem Merkmal im Mittelwert mehr signifikant unterscheiden. Daher wird das Matching als erfolgreich angesehen. 157 der 303 potenziellen Kontrollbeobachtungen werden für die ausgewählte Kontrollgruppe benutzt. Dies bedeutet, dass im Durchschnitt jede gewählte Kontrollbeobachtung etwa vier geförderten Unternehmen zugeordnet wird.

Abbildung 5.2 zeigt für beide Gruppen Kerndichteschätzungen der Propensity Scores $x'_i\hat{\beta}$. Die Kerndichteschätzung anstelle von Histogrammen dient als Werkzeug, um die Ähnlichkeit in der relativen Häufigkeit zu zeigen, da beide Gruppen nach dem Matchingprozess die gleiche Anzahl an Beobachtungen enthalten (vgl. Silverman, 1986). Im linken und mittleren Teil der Verteilung gibt es fast keine Unterschiede. Auf Grund der kleinen Anzahl nicht geförderter Unternehmen am rechten Rand der Verteilung ist es dort schwierig, adäquate Matchingpaare zu finden. Alles in allem unterstreicht die Abbildung aber die Qualität der Matchingprozedur.

5.4.4 Treatment-Effekt

Der “Erfolg” öffentlicher FuE-Förderung wird mittels eines Vergleichs der durchschnittlichen unternehmensspezifischen FuE-Intensitäten zwischen den Gruppen der geförderten und nicht-geförderten Unternehmen evaluiert, d.h.

Abbildung 5.2: Ostdeutschland: Kerndichteschätzung der Verteilung der Propensity Scores nach dem Matching



zwischen Y^T und Y^C . Wohlgederkt wird Y^C zwar durch nicht-geförderte Unternehmen ermittelt, aber Y^C stellt nach dem Matching die kontrafaktische Situation der Teilnehmer dar, d.h. die Merkmalsausprägung, die Y angenommen hätte, wenn die Zuwendungsempfänger nicht gefördert worden wären. Der unverzerzte Schätzer des Kausaleffekts $\alpha_{TT}^{\hat{}}$ ist der Unterschied des Durchschnitts der beiden Gruppen.

$$\alpha_{TT}^{\hat{}} = \frac{1}{N_T} \left(\sum_{i=1}^{N_T} Y_i^T - \sum_{i=1}^{N_T} Y_i^C \right). \quad (5.27)$$

FuE-Förderprogramme haben im Durchschnitt einen positiven Einfluss auf die unternehmensspezifische FuE-Intensität, wenn der Kausaleffekt $\alpha_{TT}^{\hat{}}$ signifikant größer als null ist. Die Programme erzeugen keine positiven Effekte, wenn $\alpha_{TT}^{\hat{}}$ statistisch nicht signifikant von null verschieden ist.

Der Test des Effekts wird normalerweise mittels eines einfachen t-Tests durchgeführt. In diesem Fall ist der gewöhnliche t-Wert aber nach oben

verzerrt, weil dieser nicht berücksichtigt, dass der Durchschnitt der Ergebnisvariablen der Kontrollgruppe kein Resultat einer zufälligen Stichprobe, sondern einer Schätzung ist. Zwar ist der Mittelwert der kontrafaktischen Situation eine beobachtete Größe der Nicht-Teilnehmer, aber die enthaltenen Beobachtungen wurden nicht zufällig gezogen, sondern wurden aufgrund des geschätzten Propensity Scores und der Matchingprozedur als Schätzwert für die kontrafaktische Situation der Teilnehmer im Zustand der Nicht-Teilnahme ausgewählt. Daher könnte der "gewöhnliche" t-Test für Rückschlüsse fehlleitend sein. Außerdem werden durch das "Ziehen-mit-Zurücklegen" die Kontrollbeobachtungen öfter verwendet, d.h. die Kontrolleinheiten sind nicht unabhängig voneinander, und es wird bei der Berechnung der Standardabweichung ein Kovarianzterm vernachlässigt. Um die Verzerrung der t-Statistik zu beseitigen, wird die Methode des *Bootstrapping* ("Stichprobenwiederholungsverfahren") angewendet, d.h. die Verteilung des durchschnittlichen Ergebnisses der Kontrollgruppe wird durch wiederholtes Stichprobenziehen simuliert (vgl. Greene, 2000, für eine kurze Skizze des Bootstrappings oder z.B. Efron und Tibshirani, 1993, oder Horowitz, 2001, für eine umfassende Diskussion). Das Bootstrapping wird hier wie folgt durchgeführt:

- Eine zufällige Stichprobe wird mit Zurücklegen aus der Originalstichprobe gezogen. Diese Stichprobe hat die gleiche Anzahl von Beobachtungen wie die Originalstichprobe.
- Danach wird erneut das Probit-Modell geschätzt und das Matching durchgeführt. Die geschätzte Mittelwertdifferenz der Ergebnisvariable ($\alpha_{TT}^{\hat{}}$) wird nach dem Matching abgespeichert.
- Der ganze Prozess wird zweihundertmal wiederholt.
- Anschließend erhält man eine simulierte Verteilung der durchschnittlichen Unterschiede zwischen den Teilnehmern und ihrer Kontrollen. Diese empirische Verteilung kann im Folgenden verwendet werden, um eine Standardabweichung und so eine unverzerrte t-Statistik zu berechnen.

Die durchschnittliche FuE-Intensität der Geförderten beträgt etwa 6,6%. Wie die Tabelle 5.4 zeigt, beläuft sich der geschätzte Wert für die Kontrollgruppe auf 2,6%. Der resultierende Kausaleffekt beläuft sich demnach etwa auf vier Prozentpunkte. Hätten die geförderten Unternehmen nicht an einem Programm der öffentlichen Innovationsförderung teilgenommen, wäre deren FuE-Intensität im Durchschnitt vier Prozentpunkte niedriger gewesen. Der zweiseitige t-Test zeigt, dass dieser Effekt statistisch signifikant von null verschieden ist. Dies wird auch durch das Bootstrapping bestätigt. Wie oben erwähnt zeigt das Resultat, dass die gewöhnliche t-Statistik nach oben verzerrt ist. Zum Vergleich zu den Analysen aus Kapitel 4 ist auch der Logarithmus der FuE angegeben. Bei dieser Betrachtungsweise ist der Treatmenteffekt ebenfalls signifikant von Null verschieden und positiv.

Tabelle 5.4: Kausaler Effekt bei FuE-Aktivitäten (622 Beobachtungen)

Variable	Geförderte	Ausgewählte Nicht- Geförderte	Kausaleffekt α_{TT}	Teststatistik t-Wert (Bootstrap t-Wert)
<i>R&D/Sales</i>	6,57	2,63	3,94	8,24*** (5,32***)
$\ln(R\&D)$	-1,74	-2,86	1,12	5,79*** (2,65***)

*** bedeuten eine statistische Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

Dieses Ergebnis bestätigt, dass die Forschungs- und Technologiepolitik in den neunziger Jahren in Ostdeutschland ein wichtiger Faktor zur Stimulation privater FuE-Aktivitäten war. Die wesentlich höheren FuE-Intensitäten geförderter Unternehmen zeigen an, dass die vollständige Substitution öffentlicher Mittel nicht stattfindet, d.h. kein vollständiges Crowding-Out zwischen öffentlichen und privaten Geldern vorliegt. Die Empfänger erhöhen im Fall öffentlicher Subventionierung statt dessen ihre privaten FuE-Anstrengungen. Dies ist in einer Transformationsökonomie wie Ostdeutschland besonders wichtig, da private FuE unabdingbar für die Schaffung innovativer und überlebensfähiger Strukturen nach mehr als 40 Jahren Planwirtschaft sind.

Es wäre interessant zu wissen, wie hoch der gesamtwirtschaftliche Effekt öffentlicher Förderung für das ostdeutsche produzierende Gewerbe überhaupt ist. Das MIP beinhaltet für deskriptive Analysen Hochrechnungsfaktoren für die Unternehmen in der Stichprobe, die eine Hochrechnung der Stichprobe auf die Grundgesamtheit der Unternehmen erlauben. So kann hier, wenn auch nur grob, ein makroökonomischer Effekt geschätzt werden. Laut den Hochrechnungen aus dem MIP betrugen die Gesamtausgaben des ostdeutschen produzierenden Gewerbes für FuE 1998 etwa € 1,96 Mrd. Unternehmen, die an mindestens einem öffentlichen Förderprogramm teilgenommen haben, gaben fast € 1,74 Mrd. dieser Summe aus. Nach dem Ergebnis in Tabelle 5.4 kann angenommen werden, dass im Durchschnitt 60% der FuE-Aktivitäten von geförderten Unternehmen auf Grund öffentlicher Förderung erfolgen. Indem man diese Faustregel anwendet, lässt sich ein makroökonomischer Effekt der öffentlichen Förderung von € 1,04 Mrd. ableiten. Dieser Effekt ist im Vergleich mit den in Abschnitt 5.2 zitierten Studien groß. Vor dem Hintergrund, dass der Transformationsprozess in Ostdeutschland vom Staat stark gefördert wird, scheint diese Zahl plausibel. Natürlich wäre es wünschenswert, eine Kosten-Nutzen-Analyse durchzuführen, aber leider stellt die deutsche Bundesregierung keinerlei Informationen darüber zur Verfügung, wie die an den Wirtschaftssektor geflossenen Fördermittel sich zwischen ost- und westdeutschen Unternehmen aufteilen.

5.5 Zum Vergleich: Empirische Analyse für Westdeutschland

Da der geschätzte Treatmenteffekt für Ostdeutschland möglicherweise etwas hoch erscheint, wird zum Vergleich eine analoge Schätzung mit westdeutschen Daten durchgeführt. Dazu stehen 1.775 potenzielle Kontrollbeobachtungen und 524 Beobachtungen geförderter Unternehmen zur Verfügung.

Zunächst wird das Probit-Modell zur Bestimmung der Teilnahmewahr-

scheinlichkeit mit der analogen Spezifikation wie im Fall Ostdeutschlands geschätzt (vgl. Tabelle 5.5). Die Unternehmensgröße (gemessen durch den Logarithmus der Beschäftigten und dessen Quadrat) hat einen signifikanten Einfluss auf die Förderwahrscheinlichkeit. Mit steigender Unternehmensgröße verringert sich die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Allerdings ist der Verlauf konvex, d.h. die Verringerung der Teilnahmewahrscheinlichkeit nimmt mit zunehmender Größe ab. Dieser negative Effekt der Unternehmensgröße wird allerdings teilweise durch einen positiven, schwach signifikanten Effekt des Marktanteils kompensiert.

Tabelle 5.5: Schätzung der Förderwahrscheinlichkeit in Westdeutschland

Variable	Koeffizient	t-Wert	Marg. Eff. ^{a)}	t-Wert
ln(Beschäftigte)	-0,205	-1,85*	-0,058	-1,850*
(ln(Beschäftigte)) ²	0,030	2,99***	0,009	2,990***
Kapitalintensität	0,126	0,44	0,036	0,440
1/Alter	0,346	1,03	0,099	1,030
Westdeutsche Mutterges.	-0,080	-1,09	-0,023	-1,100
Ausländische Mutterges.	-0,282	-2,77***	-0,073	-3,070***
Exportquote	0,005	3,60***	0,001	3,600***
Importquote	0,009	1,82*	0,003	1,820*
Konzentration (CR6)	-0,007	-1,65*	-0,002	-1,640*
Marktanteil	0,025	1,87*	0,007	1,860*
FuE-Abteilung	0,336	4,41***	0,093	4,610***
Rechtsform	-0,111	-0,76	-0,030	-0,790
Konstante	-1,633	-4,29***		
Pseudo R^2			0,11	
Beobachtungen			2.299	

***(**,*) zeigen ein Signifikanzniveau von 1% (5%,10%) an. Elf Branchendummies und zwei Zeitdummies werden nicht präsentiert.

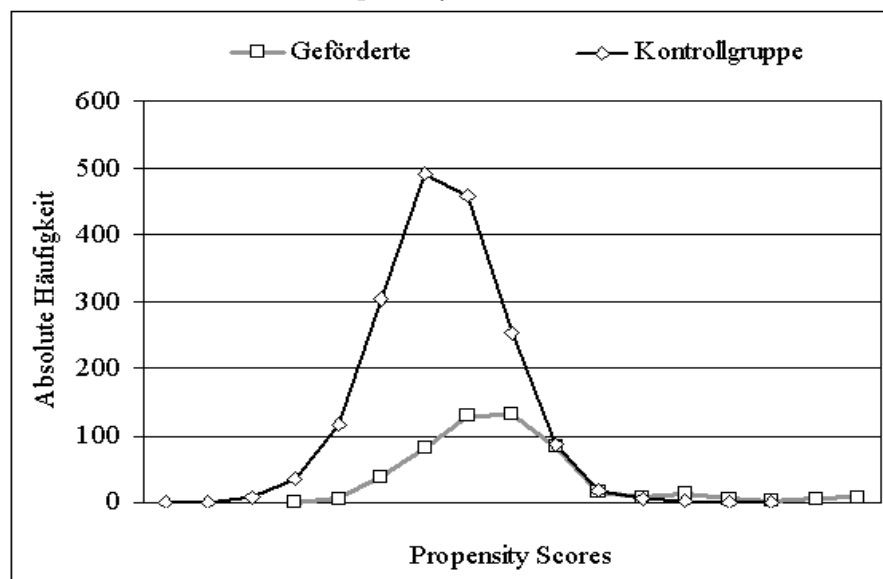
^{a)} Marginale Effekte am Mittelwert der Variablen.

$\partial S/\partial x$ ist für Dummies die diskrete Veränderung von 0 zu 1.

Wie im Osten ist die eigene FuE-Abteilung eine wichtige Determinante, Förderung zu erhalten. Diese Unternehmen führen kontinuierlich FuE durch und haben einen hohen Organisationsgrad ihrer Forschungsaktivität erreicht, sodass das Einholen von Informationen über Fördermöglichkeiten

und Antragsformalitäten in diesen Unternehmen möglicherweise zum Alltagsgeschäft gehören. Ferner zeigt sich auch im Westen, dass Unternehmen in ausländischer Hand signifikant seltener gefördert werden. Die Zugehörigkeit zu einer westdeutschen Gruppe hat keinen messbaren Einfluss. Die Wettbewerbsmaße haben im Westen eine größere Bedeutung als im Osten: Die Exportquote ist positiv signifikant und die Importquote zumindest schwach auf dem 10%-Niveau. Die Unternehmenskonzentration ist ebenfalls nur schwach signifikant. Keinen Einfluss haben die Kapitalintensität, das Alter und die Rechtsform der Unternehmen.

Abbildung 5.3: Westdeutschland: Häufigkeitsverteilung der *Unbounded Propensity Scores*



Die Verteilung der geschätzten Propensity Scores sind in Abbildung 5.3 dargestellt. Wie im Osten zeigt sich, dass am rechten Rand der Verteilung nur wenige Kontrollbeobachtungen als Matchingpartner zur Verfügung stehen. Ansonsten wird deutlich, dass im Westen wesentlich mehr potenzielle Kontrollbeobachtungen zur vorhanden sind, was das Matching leichter machen wird als in Ostdeutschland.

Tabelle 5.6: Westdeutschland: Mittelwertvergleiche vor dem Matching

	Geförderte Firmen	Potenzielle Kontrollgruppe
Anzahl Beschäftigte	2.646,218	481,867***
Kapitalintensität	0,083	0,084
1/Alter	0,059	0,063
Westdeutsche Mutterges.	0,366	0,295***
Ausländische Mutterges.	0,120	0,125
Exportquote	36,022	25,264***
Importquote	20,985	20,522
CR6	22,009	19,292***
Marktanteil	2,931	0,618***
FuE–Abteilung	0,790	0,572***
Rechtsform	0,040	0,064**
Propensity Score	-0,479	-0,920***
FuE–Intensität	4,810	2,189***
$\ln(FuE)$	0,552	-1,868***
Beobachtungen	524	1.775

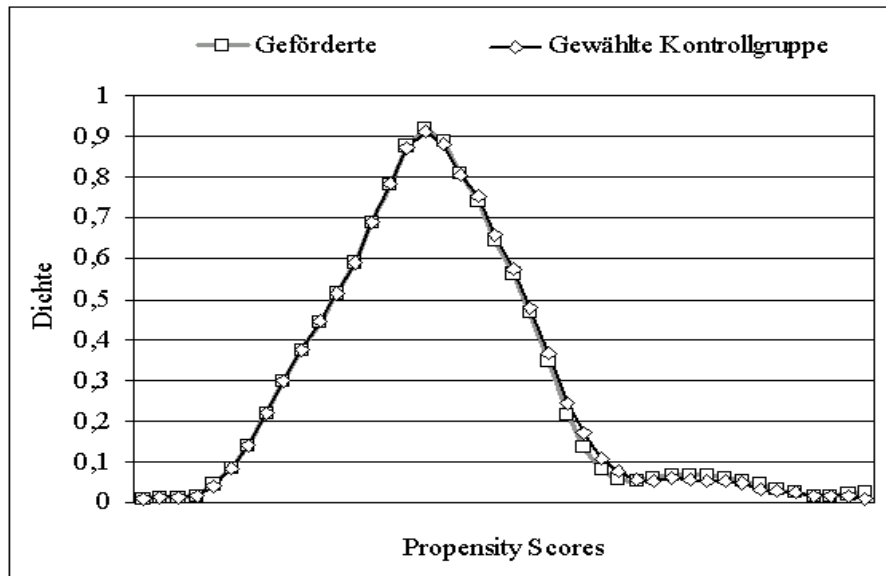
*** (**, *) zeigen ein Signifikanzniveau von 1% (5%,10%) an.

Die Verteilung über die Branchen unterscheidet sich signifikant.

Die Mittelwertvergleiche der geförderten Firmen und der potenziellen Kontrollgruppe zeigen, dass deutliche Unterschiede zwischen beiden Gruppen bestehen (vgl. Tabelle 5.6). Die geförderten Unternehmen sind im Durchschnitt größer als die Unternehmen der potenziellen Kontrollgruppe (siehe Beschäftigtenanzahl und Marktanteil in Tabelle 5.6). Allerdings ist der sehr große Unterschied durch wenige Großunternehmen bestimmt. Im Median haben die geförderten Unternehmen 340 Beschäftigte und die Kontrollunternehmen 185. Ferner sind die Geförderten in höher konzentrierten Branchen aktiv und weisen insbesondere viel häufiger eine FuE–Abteilung auf: Während 79% der Geförderten eine eigene FuE–Abteilung haben, trifft dies nur für etwa 57% der potenziellen Kontrollgruppe zu. Auch die geschätzten Propensity Scores beider Gruppen unterscheiden sich daher deutlich. Die Geförderten weisen im Durchschnitt eine FuE–Intensität von etwa 4,8% auf und vor dem Matching liegt dieser Wert in der potenziellen Kontrollgruppe

bei 2,2%.

Abbildung 5.4: Westdeutschland: Kerndichteschätzung der Verteilung der Propensity Scores nach dem Matching



Die Anwendung des Matchingverfahrens führt zu einer sehr guten Vergleichsgruppe, die aus der potenziellen Kontrollgruppe ausgewählt wird. Die Verteilung der Propensity Scores ist nach dem Matching nahezu identisch (vgl. Abbildung 5.4). Da hier wesentlich mehr Kontrollbeobachtungen zur Verfügung stehen gelingt die Anpassung deutlich besser als in der ostdeutschen Stichprobe. Allerdings wurden hier aufgrund der Caliper-Restriktionen (Branchengleichheit der Kontrollbeobachtungen und Propensity Score innerhalb eines Intervalls von 1,645 mal der Standardabweichung) für neun geförderte Unternehmen keine Kontrollen gefunden, d.h. die gematchten Stichproben umfassen jeweils nur 515 Beobachtungen anstatt 524. Bei den Unternehmen, für die kein Zwilling existiert, handelt es sich um die größten Unternehmen in der Gruppe der Geförderten. Dies sind jene Beobachtungen in der Treatment-Gruppe, die in der Abbildung 5.4 am rechten Rand der Verteilung liegen.

Tabelle 5.7: Westdeutschland: Mittelwertvergleiche nach dem Matching

	Geförderte Firmen	Potenzielle Kontrollgruppe
Anzahl Beschäftigte	179,279	147,284
Kapitalintensität	0,082	0,082
1/Alter	0,058	0,061
Westdeutsche Mutterges.	0,359	0,375
Ausländische Mutterges.	0,122	0,126
Exportquote	35,768	37,677
Importquote	21,009	21,291
CR6	21,892	22,108
Marktanteil	1,970	1,582
FuE–Abteilung	0,788	0,779
Rechtsform	0,041	0,033
Propensity Score	-0,531	-0,550
FuE–Intensität	4,807	2,726***
$\ln(FuE)$	0,461	-0,388***
Beobachtungen	515	515
Verschiedene Beobachtungen	/	375

*** zeigen ein Signifikanzniveau von 1% an.

Die Verteilung über die Branchen ist in beiden Gruppen identisch.

Tabelle 5.7 zeigt die Mittelwerte der beiden Gruppen nach dem Matching. Von den Kontrollvariablen, inklusive dem Propensity Score, unterscheidet sich keine mehr signifikant zwischen beiden Gruppen. Das Matching kann folglich auch nach diesem Test als erfolgreich angesehen werden. Die 515 ausgewählten Kontrollbeobachtungen beziehen sich auf 375 verschiedene, d.h. jeder ausgewählter Matchingpartner wurde im Durchschnitt ca. 1,4 Mal verwendet.

Die FuE–Intensität (und der Logarithmus der FuE–Aufwendungen) ist auch nach dem Matching zwischen beiden Gruppen signifikant verschieden. Während die potenzielle Kontrollgruppe nur eine FuE–Intensität von knapp 2,2% aufweist, beträgt dieser Wert in der gewählten Kontrollgruppe über 2,7%. Der Treatmenteffekt beträgt somit etwa 2,1%–Punkte.

Im Osten sind es knapp 4%. Dieser Effekt bleibt auch nach dem Bootstrapping der Standardfehler signifikant: Der “gewöhnliche” t-Wert eines Tests auf Differenzen der Mittelwerte beträgt bei der FuE-Intensität ($\ln(FuE)$) $t = 6,317$ ($t = 4,606$) und gemäß dem Bootstrappingverfahren $t = 4,654$ ($t = 3,627$). In allen Fällen bedeutet dies, dass die positiven Treatmenteffekte signifikant auf dem 1%-Niveau sind.

Abschließend lässt sich festhalten, dass die öffentliche Förderung sowohl im Osten als auch im Westen positive Effekte auf die privaten FuE-Aktivitäten hat. Im Osten sind die geschätzten Treatment-Effekte größer als im Westen.

5.6 Fazit dieses Kapitels

Dieses Kapitel stellt für die Diskussion, ob öffentliche Forschungsförderung private Investitionen in Innovationen verdrängt, einige Anhaltspunkte bereit. Es wurde auf der Unternehmensebene analysiert, ob die Teilnahme an öffentlichen Förderprogrammen zu einer durchschnittlich höheren FuE-Intensität führt. Mittels eines nichtparametrischen NN-Matching-Ansatzes wurde das potenzielle Ergebnis dieser Gruppe mit dem einer passenden Kontrollgruppe nichtgeförderter Unternehmen verglichen.

Die Analyse hat vorherigen Studien gegenüber einige Vorteile. Die Informationen des MIP, sind nicht auf eine besondere Maßnahme beschränkt, sondern schliessen alle Förderaktivitäten der EU, des Bundes und der Länder mit ein. Es ist mit den verfügbaren Informationen allerdings nicht möglich, zurückzuverfolgen, an welchen Programm ein Unternehmen teilgenommen hat. Die Prozedur, die verwendet wird, um den Kausaleffekt öffentlicher Fördermaßnahmen zu schätzen, ist außerdem für diese Art der Literatur innovativ. Mittlerweile gibt es auch eine ähnliche Analyse für den Dienstleistungssektor (vgl. Czarnitzki und Fier, 2002) oder auch für die Analyse der Wirkung von *Venture Capital* (vgl. Engel, 2003).

Der identifizierte Kausaleffekt der Forschungs- und Technologiepolitik in Ostdeutschland weicht signifikant von null ab, d.h. Unternehmen, die öffentliche Fördermittel erhalten, haben durchschnittlich eine höhere FuE-Intensität als solche, die zur ausgewählten Kontrollgruppe gehören. Dies lässt den Schluss zu, dass die geförderten Unternehmen im Durchschnitt eine um vier Prozentpunkte geringere FuE-Intensität gehabt hätten, wenn sie nicht gefördert worden wären. Ein ähnliches Bild zeigt sich in Westdeutschland. Dort beträgt der Treatmenteffekt bei den geförderten Unternehmen hinsichtlich der FuE-Intensität jedoch nur gut zwei Prozentpunkte.

Kapitel 6

Die ostdeutsche Produktivitätslücke

Dieses Kapitel basiert auf

Czarnitzki, Dirk (2003), Extent and Evolution of the Productivity Gap in Eastern Germany, ZEW Discussion Paper 03–25, Mannheim.

Eine deutsche Fassung dieses Artikels erscheint demnächst in: L. Bellmann und R. Hujer (Hrsg.), *Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung*, Nürnberg.

6.1 Einleitung

Seit der deutschen Wiedervereinigung im Jahr 1990 befindet sich die ostdeutsche Wirtschaft in der Transformation von der Plan- zur Marktwirtschaft. Die optimistische Hypothese, dass in Ostdeutschland wie in Westdeutschland nach dem zweiten Weltkrieg ein zweites Wirtschaftswunder auftreten wird, wurde nach 10 Jahren größtenteils falsifiziert. War das Produktivitätswachstum in den ersten Jahren noch groß, fielen die Wachstumsraten 1995 unter die Westdeutschlands und sind seitdem niedrig geblieben (siehe Abbildung 3.1). Der Aufholprozess der ostdeutschen Wirtschaft stagniert und die Produktivitätslücke zwischen Ost und West bleibt bestehen. Die ostdeutsche Produktivität (BIP pro erwerbsfähiger

Person) erreichte nur 35% des westdeutschen Niveaus im Jahr 1991, aber stieg bis 1996 auf 60,5%. Seitdem stabilisiert sich das Ost–West Verhältnis allerdings um dieses Niveau. Im Jahr 2002 war es 58,5% (vgl. Sinn, 2003).

Thema dieses Kapitels ist die Analyse der ostdeutschen Produktivitätslücke im verarbeitenden Gewerbe auf der mikroökonomischen Ebene, d.h. auf der Unternehmensebene. Wie verlief die zeitliche Entwicklung der Produktivität? Inwieweit besteht in der jüngeren Vergangenheit überhaupt noch ein Produktivitätsrückstand zum Westen? Welche Faktoren lassen sich als Ursache der möglichen Produktivitätslücke feststellen? Dabei steht der Vergleich von Ost- und Westdeutschland im Vordergrund. Die makroökonomischen Daten spiegeln den geringeren Industriebesatz in Ostdeutschland wider und die größere Insolvenzhäufigkeit. Fraglich bleibt aber, ob Unternehmen, die in Ostdeutschland operieren, auch schlechtere Indikatoren zur Produktivität aufweisen, oder ob der schlechte makroökonomische Eindruck eher auf den fehlenden Unternehmen im Osten beruht.

Die eher negativen, makroökonomischen Fakten zur Lage Ostdeutschlands lassen sich möglicherweise auf das Fehlen großer Produktionsunternehmen zurückführen. Die meisten der Unternehmen wurden nach der Wiedervereinigung neu gegründet, sind daher durchschnittlich kleiner als ihre westdeutschen Konkurrenten. Folglich kämpfen viele um das Überleben. In den neunziger Jahren haben die noch immer unterentwickelte Infrastruktur und der Zusammenbruch der osteuropäischen Märkte möglicherweise eine positivere Entwicklung Ostdeutschlands verhindert. Es ist allerdings unklar, wieviel der Produktivitätslücke auf derlei Umstände und andere Faktoren innerhalb des Produktionsprozesses der Unternehmen zurückgeht. Beispiele für Letzteres sind die Fehlallokation von Produktionsfaktoren, Missmanagement, das Fehlen von Humankapital (‘‘know how’’) oder mangelhafte Kapitalstöcke.

Der traditionelle Ansatz, die Produktivität zu analysieren, ist die Schätzung von Produktionsfunktionen (vgl. z.B. Berndt, 1991, Kap.9, für einen Überblick oder Blundell und Bond, 1998, sowie Griliches und Mairesse, 1998,

für jüngere Anwendungen). In diesem Kapitel schlage ich eine alternative Methode zur Identifikation von Produktivitätslücken vor. Im speziellen Fall der Transformationsökonomie Ostdeutschlands ist es möglich, die westdeutsche Volkswirtschaft als “Produktivitätsbenchmark” zu benutzen. Wird dieses in Betracht gezogen, kann man einen Matching-Schätzer anwenden, um einen westdeutschen Zwilling mit den gleichen Eigenschaften wie Größe, Branchenklassifizierung, Personalstruktur, Innovationsaktivitäten etc. für jede ostdeutsche Firma zu finden. Matching wird zwar gewöhnlich zur Schätzung von *Treatment-Effekten* angewendet (vgl. Kapitel 5), aber diese nicht-parametrische Methode hat auch darüber hinaus gute Anwendungsmöglichkeiten. Hier hat es den Vorteil, dass keine parametrische Produktionsfunktion spezifiziert werden muss und so keinerlei Annahmen über funktionale Formen gemacht werden müssen. Außerdem erlaubt es die Schätzung des Produktivitätsunterschieds ohne Verteilungsannahmen. Vielmehr wird durch den Aufbau des Verfahrens direkt die Frage adressiert “Welche Produktivität sollte ein ostdeutsches Unternehmen erreichen, wenn man westdeutsche Verhältnisse als Benchmark festlegt?” Da sich ost- und westdeutsche Firmen in verschiedenen Merkmalen unterscheiden, wäre z.B. eine lineare Regression mit einem Dummy für ostdeutsche Firmen möglicherweise zu restriktiv und fehlleitend.

Dieses Kapitel zeigt, wie in diesem Zusammenhang ein nicht-parametrisches Matching auf die verschiedenen Wellen des MIP angewendet wird. Eine Regressionsanalyse der Matchingresultate erlaubt es, spezielle Merkmale zu identifizieren, nach denen die mögliche Produktivitätslücke variieren könnte, z.B. sektorale Unterschiede, Größenunterschiede oder andere Faktoren wie Innovation etc. Falls der geschätzte Unterschied zwischen Ost- und Westdeutschland in speziellen Sektoren zum Beispiel kleiner oder gleich Null ist, kann man schlussfolgern, dass ein Teil der ostdeutschen Produktivitätslücke auf einen ungünstigen sektoralen Aufbau zurückzuführen ist.

Der folgende Abschnitt fasst einige Ergebnisse früherer Studien zu diesem Thema zusammen. Der ökonometrische Ansatz wird im dritten Abschnitt

kurz beschrieben und die Diskussion der empirischen Analyse erfolgt im vierten Abschnitt.

6.2 Literaturüberblick

Seit der Arbeit von Sinn und Sinn (1991) wurden zahlreiche Studien zum Thema der deutschen Wiedervereinigung geschrieben. Darunter wurden natürlich auch Studien über die ostdeutsche Produktivitätslücke verfasst, aber ein vollständiger Überblick über die gesamte Literatur sprengt den Rahmen dieses Kapitels und ist nicht seine Intention. Da der Fokus dieser Studie die empirische Anwendung ist, wird die existierende Literatur nur kurz besprochen. Ein Teil der Literatur favorisiert die Anwendung der makroökonomischen Wachstumstheorie, während der andere auf sektoralen Daten oder Informationen auf Unternehmensebene basiert. Einige Studien diskutieren das *iron law of convergence*, welches eine Annäherungsrate von etwa 2% pro Jahr zwischen Regionen vorhersagt. Einige Studien haben solche wachstumstheoretischen Modelle auf Ostdeutschland angewendet, und andere haben argumentiert, dass die Annäherung Ostdeutschlands aus verschiedenen Gründen schneller verlaufen wird (vgl. z.B. Burda und Funke, 1995, oder als Gegensatz dazu Hughes Hallet et al., 1996, als pessimistische Prognose für die zukünftige Wirtschaftslage in Ostdeutschland).

In jüngerer Vergangenheit sind Burda und Hunt (2001) unter anderem der Ansicht, dass die Produktivitätslücke über alle Qualifikationsniveaus konstant ist. Sie suchen daher nach anderen, humankapital-neutralen Erklärungen wie eine minderwertige Infrastruktur. Obwohl einige Aspekte bezüglich der Infrastruktur schon genauso gut seien wie in Westdeutschland, empfehlen sie fortgesetzte Investitionen in die Teile der Infrastruktur, die noch unter westlichen Standards liegen. Außerdem stellen Burda und Hunt die Hypothese auf, dass ein Defizit an betriebswirtschaftlichem Know-How die Produktivität auf allen Qualifikationsniveaus reduzieren könnte. Obwohl sie keine Beweise hierfür vorlegen, empfehlen sie eine eingehendere Untersuchung dieses Themas. Damit liegen sie mit Quehenberger (2000) auf

einer Linie, die betont, dass “[...] Humankapital mit Marketingerfahrung die bindende Nebenbedingung für eine Annäherung an den Fortschritt werden könnte” (Quehenberger, 2000: 133). Auch Barrell und te Velde (2000) argumentieren, dass die weitere Annäherung eher im Humankapitalstock als in einer weiteren Verbesserung der Kapitalausstattung begründet liegen könnte. Bellmann und Brussig (1998) weisen ebenfalls darauf hin, dass eher “weiche Faktoren”, wie die betriebliche Organisation und die Einbindung in das Gesamtunternehmen bedeutender sind, als die technische Ausstattung eines Betriebs und andere strukturelle Merkmale.

Klodt (2000) hält sogar die Industriepolitik für die Produktivitätslücke verantwortlich. Er kritisiert den Fokus der öffentlichen Subventionierung auf Kapitalbildung in Ostdeutschland. “Die Strategie, Kapitalbildung zu fördern, verhinderte die Entwicklung lebensfähiger industrieller Strukturen, die auf humankapitalintensiven und dienstleistungsintensiven Produkten und Produktionsprozessen basieren” (Klodt, 2000: 330). Er schlussfolgert, dass die sektorale Struktur zu Gunsten von kapitalintensiven Branchen verzerrt wurde. Dem stehen ein geringes Gewicht humankapitalintensiver Branchen und ein Fehlen implementierter unternehmensnaher Dienstleistungen, die für die Bereitstellung hoch entwickelter industrieller Güter und für höhere Wachstumsraten wesentlich sind, gegenüber. Klodt hebt hervor, dass die ostdeutsche Branchenstruktur den westdeutschen niedergehenden Strukturen ähnelt. Er sagt voraus, dass eine weitere Welle schmerzhafter Anpassungen aufkommen wird, wenn die Fördermittel reduziert werden und so solche Strukturen, die auf den Input subventionierten Kapitals angewiesen sind, nicht länger vor dem Wettbewerb geschützt sind. Im Kontrast dazu schreibt Dietrich (1997), eine zentrale Ursache der Produktivitätslücke sei in dem Umstand zu suchen, dass in Ostdeutschland weniger kapitalintensiv produziert werde (vgl. auch Ragnitz, 1997 und 1999). Die Probleme ostdeutscher Unternehmen auf überregionalen Märkten Fuß zu fassen, hält Ragnitz (1997) für einen der Hauptgründe des Produktivitätsunterschieds zwischen Ost und West. Einerseits seien Marktzutrittsbarrieren verantwortlich, die gerade die kleinen, noch nicht am Markt etablierten, Unternehmen

treffen. Andererseits offenbaren sich auch Schwächen in der betrieblichen Wettbewerbsfähigkeit, wie der Qualität der Produkte, der strategischen Ausrichtung der Unternehmen oder im Vertrieb.

Es existieren zwei Studien, die wie diese ebenfalls auf Daten des MIP zurückgreifen. Beide sind auf Innovationen fokussiert. Falk und Pfeiffer (1998) schätzen Translog-Produktionsfunktionen und unterscheiden innovierende und nicht-innovierende Unternehmen aus Ost- und Westdeutschland. Sie finden heraus, dass 1994 das Produktivitätswachstum innovierender ostdeutscher Unternehmen sowohl mit Produkt- als auch mit Prozessinnovationen wesentlich größer war als das von Nichtinnovatoren (bzw. auch größer als das Wachstum von Unternehmen, die nur Produktinnovationen durchführten). Bei westdeutschen Unternehmen finden Falk und Pfeiffer keine solchen Unterschiede. Falk und Pfeiffer (1999) untersuchen ebenfalls mit Innovationen verbundenes Produktivitätswachstum in Ostdeutschland — im Vergleich zur vorhergehenden Studie mit leicht unterschiedlichen Instrumenten und mit einer zusätzlichen Welle des MIP (bis 1995). Sie schlussfolgern, dass Prozessinnovationen zu einem Produktivitätswachstum von 7 bis 8% führen. Dieses Ergebnis hebt auch die Bedeutung des Humankapitals als wichtige Determinante von Innovationsaktivitäten hervor.

Eine Studie von Fritsch und Mallok (1994) verwendet eine Methodik, die mit der hier genutzten verwandt ist. Fritsch und Mallok wenden ebenfalls eine matched-pair Methode an, wenn auch nicht im ökonometrischen Sinn. Sie führten im Jahr 1992 Interviews mit 52 kleinen und mittleren Unternehmen aus Ostdeutschland. Für jedes, das sie interviewten, suchten sie ein westdeutsches Pendant mit ähnlichen Eigenschaften (Größe, Branchenklassifizierung etc.). Sie schlussfolgern, dass die Unternehmen aus Ostdeutschland nur 45,6% der westdeutschen Wertschöpfung pro Beschäftigtem erreichen. Als einen Hauptgrund identifizieren Fritsch und Mallok die geringe Kapazitätsauslastung in Ostdeutschland. Während westdeutsche Unternehmen 1992 etwa 90% ihrer Produktionskapazität erreichten, lasteten die ostdeutschen im Durchschnitt nur 63% aus. Allerdings bringt auch die Konstruktion eines

Szenarios mit einer 100%-Auslastung nur ein Ost-West-Produktivitätsverhältnis von 67,3% hervor (siehe Hitchens et al., 1993, für eine ähnliche Analyse). Rothfels (1997) konstruiert mit Daten der amtlichen Statistik ähnliche Szenarien auf der Branchenebene. Sie schlussfolgert, dass sich auf gesamtwirtschaftlicher Ebene und für das verarbeitende Gewerbe insgesamt keine wesentlichen Auswirkungen der unterschiedlichen Wirtschaftsstrukturen auf das Produktivitätsniveau ausmachen lassen.

Wie Smolny (2003) betont, gibt es keine Studie, die eine umfassende Diskussion aller möglichen Determinanten der Produktivitätslücke bietet. Das Lesen aktueller Publikationen legt allerdings nahe, das Humankapital einer der Schlüsselfaktoren ist, der eingehender untersucht werden sollte - und zwar nicht nur technologisches Know-how, sondern auch betriebswirtschaftliche Qualifikationen.

6.3 Ökonometrische Methode

Der Matching Ansatz wurde ursprünglich entwickelt um *Treatment-Effekte* zu identifizieren, wenn die verfügbaren Beobachtungen der Individuen einer Selektionsverzerrung unterliegen. In dieser Analyse wird ein Matchingverfahren nicht benutzt, um solche Politikeffekte zu identifizieren. Hier ist das Ziel, Unterschiede aufzuzeigen, die auf beobachtbaren Eigenschaften ost- und westdeutscher Unternehmen basieren und die von unbekannten, firmeninternen Gründen herrühren. So werden beobachtbare strukturelle Unterschiede von anderen Einflüssen separiert. Der Vorteil gegenüber einer parametrischen Regressionsanalyse ist hierbei, dass keine funktionelle Form für die Produktionsgleichung angenommen werden muss. Das Matching ist in der Lage, direkt auf die Frage einzugehen "was von einem ostdeutschen Unternehmen mit gegebenen Eigenschaften erwartet werden würde, wenn es ein westdeutsches wäre." Das Matching wird für mehrere Querschnitte der Daten ausgeführt. Folglich ist es möglich, zu analysieren, ob die Lücke zwischen den beiden deutschen Regionen sich mit der Zeit schliesst und ob sie in jüngeren Jahren noch existiert.

In diesem Kapitel wird ein Kernel-Matching verwendet (vgl. Abschnitt 5.3.4). Im Gegensatz zum NN-Matching wird hier die ganze Gruppe der westdeutschen Unternehmen für jedes ostdeutsche Unternehmen als Kontrollgruppe benutzt. Dazu wird eine nichtparametrische Kernelregression (Nadaraya-Watson-Schätzer) ausgeführt, um die Gewichte für das kontrafaktische Ergebnis zu bestimmen. Die Gewichte sind ein lokal gewichteter Durchschnitt des Ergebnisses der Kontrollgruppenbeobachtungen mit ähnlichen Eigenschaften. Anstelle eines einzelnen X , werden mehrere Eigenschaften der Unternehmen in der Matchingfunktion verwendet. Daher wird eine Mahalanobisdistanz

$$MD_{ij} = (X_j - X_i)' \Omega^{-1} (X_j - X_i) \quad (6.1)$$

als Argument in der Kernelfunktion benutzt. Ω ist die empirische Kovarianzmatrix von X_j . Ferner müssen Kernelfunktion und Bandbreite gewählt werden. Ich verwende den Gaußkernel

$$K = \frac{1}{2\pi} \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{MD_{ij}}{h} \right)^2 \right). \quad (6.2)$$

und die Bandbreite h wird nach Silverman's (1986) Faustregel gewählt (vgl. Gleichung 5.24).

Die Nadaraya-Watson Kernelregression wird für jede ostdeutsche Firma in der Stichprobe durchgeführt, d.h. aus der gesamten Stichprobe wird für jedes i eine Schätzung des potenziellen Ergebnisses konstruiert. Sobald die Stichproben durch die Matchingprozedur gelaufen sind, sind mögliche Unterschiede nicht mehr auf vorherige Heterogenität beobachtbarer Eigenschaften zurückzuführen, sondern können auf Produktivitätsrückstände ostdeutscher Firmen zurückgeführt werden, die nicht auf beobachteten Nachteilen wie z.B. Größe beruhen.

6.4 Empirie

6.4.1 Daten und empirische Konzeption

Die Datenbasis sind die Erhebungen des MIP 1994 bis 2001, d.h. die Bezugsjahre sind 1993 bis 2000. Es ist nicht klar, wie die deutsche Hauptstadt Berlin eingeordnet werden sollte. Westberlin war natürlich ein Teil Westdeutschlands, trotz seiner Lage im östlichen Teil Deutschlands. Berlin ist sogar makroökonomisch bedeutend (siehe Abbildungen 3.1 und 3.2), wenn es zu Ostdeutschland hinzugerechnet wird. Da es aber historisch nicht sinnvoll ist, Berlin insgesamt entweder als west- oder als ostdeutsch zu klassifizieren, habe ich mich entschieden, Unternehmen, die dort angesiedelt sind, vollständig aus der Analyse herauszunehmen.

Für das produzierende Gewerbe kann eine Stichprobe der Jahre 1993 bis 2000, bestehend aus 15.279 Unternehmensbeobachtungen verwendet werden. Tabelle 6.1 stellt die Verteilung der Beobachtungen über den Beobachtungszeitraum dar.

Tabelle 6.1: Unternehmensstichprobe des verarbeitenden Gewerbes

Jahr	Westdeutschland	Ostdeutschland	Gesamt
1993	1.562	649	2.211
1994	1.549	590	2.139
1995	1.181	429	1.610
1996	1.240	513	1.753
1997	1.110	458	1.568
1998	1.208	483	1.691
1999	1.030	448	1.478
2000	1.054	446	1.500
Gesamt	10.913	4.366	15.279

Quelle: Mannheimer Innovationspanel — Verarbeitendes Gewerbe

Die abhängige Variable ist die Bruttowertschöpfung (BWS) pro Mitarbeiter in Mio. €

$$\text{BWS pro Mitarbeiter}_{it} = \frac{\text{Umsatz}_{it} - \text{Materialaufwand}_{it}}{\text{Beschäftigte}_{it}}$$

und wird mit einem Erzeugerpreisindex auf Branchenebene (zweistellig) deflationiert. Die Stichprobe bestätigt das makroökonomische Bild: Abbildung 6.1 oben zeigt die Mittelwerte der Wertschöpfung pro Beschäftigten auf der Unternehmensebene im MIP. Die ostdeutschen Unternehmen finden seit Mitte der neunziger Jahre nur langsam Anschluss an das westdeutsche Produktivitätsniveau. Abbildung 6.1 unten zeigt das Verhältnis der ostdeutschen Wertschöpfung pro Beschäftigtem zur westdeutschen (basierend auf dem Durchschnitt der Stichprobe). Im Jahr 2000 existiert noch immer eine Lücke von 35%.

Leider enthält das MIP nicht in allen Wellen die identischen Informationen, und daher führe ich verschiedene Matchingprozeduren aus. Die ersten Schätzungen beziehen sich auf die gesamte Periode zwischen 1993 und 2000, aber enthalten nicht den kompletten Satz exogener Variablen, der im folgenden Unterabschnitt vorgestellt wird. Zusätzlich wird eine Schätzung mit allen Exogenen durchgeführt. Jedoch ist dies nur für ausgewählte Jahre möglich, in denen alle nötigen Information im MIP erhoben wurden.

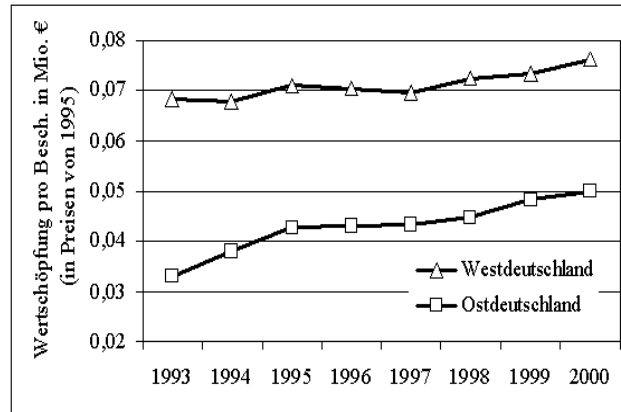
Die wichtigsten Produktionsfaktoren sind Arbeit und Kapital. Arbeit ist als die Anzahl der Beschäftigten und Kapital als Sachanlagevermögen pro Mitarbeiter gemessen (Kapitalintensität). Ostdeutsche Firmen sind im Durchschnitt kleiner als westdeutsche sowohl im Sinne von Beschäftigten als auch vom Kapital.

Die Wirtschaftszweige werden durch einen Satz Dummyvariablen berücksichtigt. Firmen der westdeutschen Kontrollgruppe, die in einem anderen Sektor tätig sind als das entsprechende ostdeutsche Unternehmen, erhalten in der Matchingprozedur ein Gewicht von null.

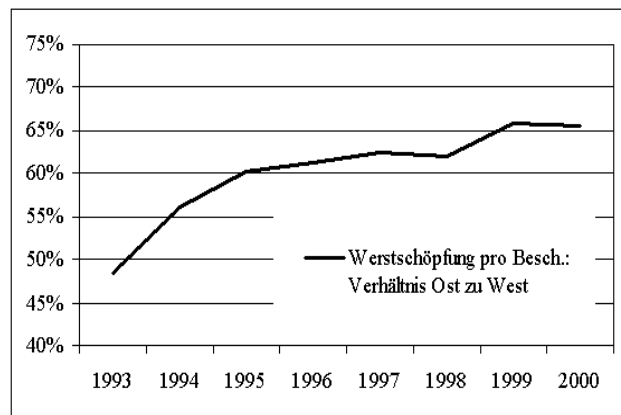
Ferner werden die Unternehmen hinsichtlich ihrer Innovationstätigkeit

Abbildung 6.1: Durchschnittliche Wertschöpfung im MIP

Wertschöpfung pro Mitarbeiter (Mittelwert)



Ostdeutsche Produktivitätslücke



Quelle: Mannheimer Innovationspanel — Verarbeitendes Gewerbe

unterschieden, da innovative Produkte und Verfahren oft als Schlüsselfaktor der Unternehmensleistung eingeschätzt werden. Eine innovierende Firma ist hier nach den Richtlinien des Oslo-Manuals definiert: Eine Firma, die innerhalb der vergangenen drei Jahre wenigstens eine Produkt- oder Prozessinnovation eingeführt hat, gilt als innovativ (vgl. Eurostat und OECD, 1997, für die exakte Definition bzw. Abschnitt 3.2 dieser Arbeit).

Wie die Literatur zeigt, wird das Humankapital als ein wichtiger Faktor erfolgreich operierender Firmen eingeschätzt, gerade im Hinblick auf Inno-

vativität. Wie Klodt (2000) beschreibt, könnten ostdeutsche Firmen unter fehlendem Humankapital leiden und daher vielleicht nicht in der Lage sein, hoch komplexe Produkte zu produzieren, die nötig wären, um neue Märkte zu erschließen und um sowohl auf dem inländischen als auch auf ausländischen Märkten wettbewerbsfähig zu sein. Es ist davon auszugehen, dass Firmen mit einem hohen Anteil Hochqualifizierter über das nötige Wissen verfügen, neue hochwertige und komplexe Produkte zu entwickeln oder neue Verfahren einzuführen. Das offensichtlichste Maß für Humankapital ist die formale Qualifikation der Beschäftigten. Es ist jedoch bekannt, dass diese in der ehemaligen DDR im Durchschnitt höher war als in Westdeutschland. Der Anteil an Hochschulabsolventen ist in ostdeutschen Unternehmen noch immer höher als in westdeutschen. Jedoch kann es sein, dass die wirkliche Qualifikation dieser Hochschulabsolventen unter dem westlichen Standard liegt. Zusätzlich herrscht in Ostdeutschland auf Grund der hohen Arbeitslosenzahlen ein Überangebot an formal hochqualifizierten Arbeitssuchenden. Die Aufgaben, für die diese Leute eigentlich eingestellt werden, korrespondieren aber oftmals nicht mit ihren Fähigkeiten. Auf Grund dieses Problems wäre es vielleicht angebrachter, Personalkosten pro Beschäftigtem als Maß zu verwenden. Allerdings sind die Löhne und Gehälter in Ostdeutschland noch immer unter dem westdeutschen Niveau und müssen bei der Analyse von Produktivität als endogen angesehen werden. Daher ziehe ich zur Analyse der Auswirkungen von Humankapital auf die Produktivität trotz ihrer Unzulänglichkeiten die Struktur der formalen Qualifikation vor. Als Indikator für den Humankapitalstock eines Unternehmens verwende ich den Anteil an Hochschulabsolventen. Es ergibt sich, dass ein Matching anhand des Anteils der Hochschulabsolventen unmöglich ist: Gleicht man die Stichproben hinsichtlich ihrer Größe aus, weisen ostdeutsche Unternehmen einen höheren Anteil Hochschulabsolventen auf.

Weil Innovationstätigkeit eng mit Humankapital verbunden ist, verwende ich daher zur Quantifizierung den Wissenskapitalstock der Unternehmen als ein alternatives Maß — gemessen durch die Anzahl der Patentanmeldungen. Die Verwendung von Wissenskapitalstöcken als wichtigem Vermögenselement von

Unternehmen ist seit einer Pionierstudie von Griliches (1981) beliebt. Griliches untersuchte, zu welchen Anteilen Unternehmenswerte materielle und immaterielle Vermögensgegenstände umfassen. Zu diesem Thema wurden danach mehrere Studien verfasst (vgl. Hall, 2000, für einen Überblick). Die Ergebnisse können folgendermaßen zusammengefasst werden: Der Wissenskapitalstock eines Unternehmens ist ein wichtiger Vermögensgegenstand, auch wenn er nicht in der Bilanz erscheint. Er wird gewöhnlich als Stock vergangener Aufwendungen für FuE oder als Patentstock gemessen, manchmal gewichtet mit der Anzahl der Patentzitationen, um den ökonomischen Wert von Patenten besser einzuschätzen (vgl. Hall et al., 2001).

Der Stock der Patentanmeldungen PS wird wieder mit der permanenten Inventurmethode berechnet als

$$PS_{it} = (1 - \delta)PS_{i,t-1} + PA_{it}. \quad (6.3)$$

PA_{it} ist die Anzahl der Patentanträge in Periode t des Unternehmens i und δ ist die jährliche Abschreibung auf den Wissenskapitalstock, die auf 0,15 festgesetzt wird (siehe Hall, 1990). Weitere Details zu diesen Variablen wurden bereits in Unterabschnitt 4.4.1 diskutiert.

Ein anderer wichtiger Faktor der Produktivität ist die Eigentümerschaft der Firmen. Es wurde oft vermutet, dass Unternehmen, wenn sie sich im Besitz westdeutscher oder ausländischer Mütter befinden, sich anders entwickeln als eigenständige Firmen. Einerseits könnte die Gruppenzugehörigkeit Wissensspillovers von den erfahreneren Großunternehmen zu den kleineren jungen ostdeutschen Firmen verbessern. Ein anderer Vorteil mag der Zugang zu einem funktionierenden Vertriebssystem, d.h. einem besseren Marktzugang, sein. Andererseits weisen Kritiker der Eigentumsverhältnisse darauf hin, dass die ostdeutschen Firmen oft nur als "verlängerte Werkbänke" eingesetzt werden. Anstatt positive Wissensspillovers und einen besseren Marktzugang zu erhalten, würden die Firmen in Ostdeutschland in diesem Fall nur als günstige Produktionsstätten verwendet. Die empirische Analyse wird etwas Licht auf diese gegenläufigen Argumente werfen.

6.4.2 Basisanalyse

Die erste Matchingprozedur wird nur mit einigen Variablen ausgeführt, um die gesamte Periode von 1993 bis 2000 abzudecken. Dazu werden die Firmengröße, die Wirtschaftszweige, die Bevölkerungsdichte des Kreises und der Innovationsindikator gemäß dem Oslo-Manual genutzt. In einer später folgenden erweiterten Analyse wird zusätzlich das Kapital als Matchingkriterium verwendet. Dieses Modell entspricht dann einer Analyse der totalen Faktorproduktivität während zunächst nur die Arbeitsproduktivität untersucht wird. Vor dem Matching sind die Unternehmen in Ost- und Westdeutschland unterschiedlich. Sie unterscheiden sich nach ihrer Größe und sind in Kreisen mit unterschiedlicher Bevölkerungsdichte angesiedelt. Außerdem ist die Verteilung der Unternehmen über die Branchen verschieden (siehe Tabelle 6.2 für t-Tests auf Mittewertdifferenzen für die Jahre 1993 und 2000).¹

Tabelle 6.2: Mittelwerte vor dem Matching^a

Variable	Jahr ^b	Westdeutschland	Ostdeutschland
Beschäftigte (in 1.000)	1993	0,50	0,18***
	2000	0,33	0,11***
Bevölkerungs- dichte	1993	7,58	5,11***
	2000	6,96	4,60***
Innovations- dummy	1993	0,68	0,66
	2000	0,60	0,62
Wertschöpfung pro Besch. (Mio. €)	1993	0,07	0,03***
	2000	0,08	0,05***

Anmerkung: *** (**, *) zeigen, dass die sich Mittelwerte bei einem Signifikanzniveau von 1% (5, 10%) unterscheiden.

a) Die Unternehmensverteilung über die Wirtschaftszweige unterscheidet sich vor dem Matching signifikant.

b) Beobachtungen in 1993 (2000): 1,530 (1,042) im Westen und 638 (445) im Osten.

Nach dem Matching verschwinden diese Unterschiede, d.h. der Matching-

¹Die Testresultate für die Jahre dazwischen werden nicht abgedruckt, aber führen zu den gleichen Ergebnissen.

prozess ist erfolgreich, weil sich beide Gruppen hinsichtlich der in der Matchingfunktion enthaltenen Variablen nicht mehr unterscheiden (vgl. Tabelle 6.3). Die Unternehmensverteilung über die Wirtschaftszweige ist zwischen beiden Gruppen ausgewogen. Trotzdem bleibt eine Produktivitätslücke bestehen. Während diese vor dem Matching im Jahr 2000 etwa €0,026 Mio. pro Beschäftigtem war, reduziert sich die Lücke zu €0,019 Mio. nach dem Matching. Also können um die 27% der beobachteten Lücke auf Nachteile in der Größenstruktur, der sektoralen Zusammensetzung, der Innovationsaktivität und regionalen Komponenten zurückgeführt werden. Abbildung 6.2 zeigt die Evolution der Produktivität über die Zeit und vergleicht diese vor und nach dem Matching. Sobald grundsätzliche Variablen, in denen sich Ost- und Westdeutschland unterscheiden, berücksichtigt werden und die Stichprobe ausgeglichen wird, schrumpft die Lücke zwischen Ost- und Westdeutschland. Im Jahr 2000 ist allerdings noch immer ein Produktivitätsrückstand von knapp einem Drittel vorhanden.

Tabelle 6.3: Mittelwerte nach dem Matching^a

Variable	Jahr ^b	Westdeutschland	Ostdeutschland
Beschäftigte (in 1,000)	1993	0,17	0,18
	2000	0,13	0,11
Bevölkerungs- dichte	1993	5,35	5,11
	2000	4,80	4,60
Innovations- dummy	1993	0,65	0,65
	2000	0,62	0,62
Wertschöpfung pro Besch. (Mio. €)	1993	0,07	0,03***
	2000	0,07	0,05***

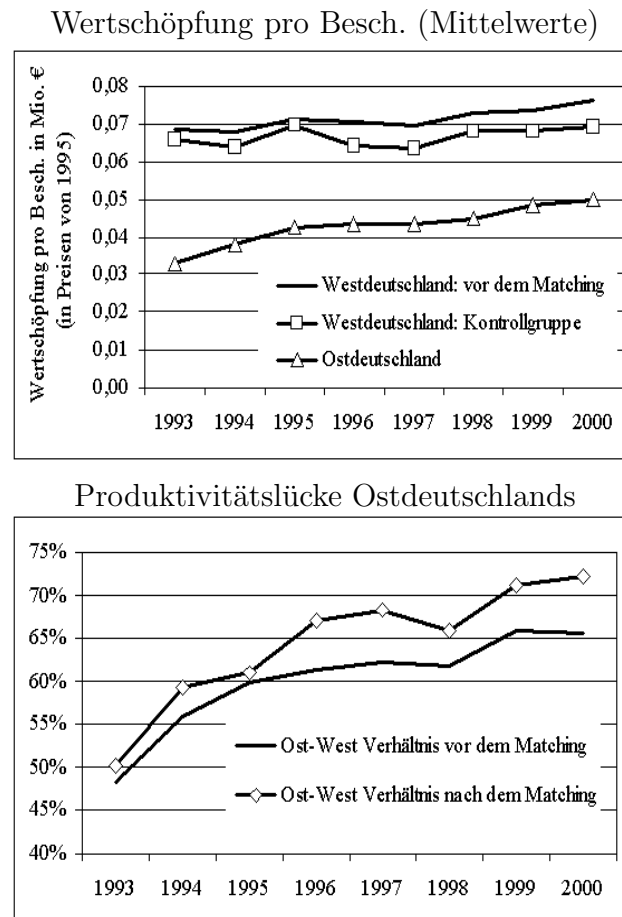
Anmerkung: *** (**, **) zeigen, dass die sich Mittelwerte bei einem Signifikanzniveau von 1% (5, 10%) unterscheiden.

a) Die Unternehmensverteilung ist in beiden Gruppen identisch.

b) Beobachtungen in 1993 (2000) in beiden Gruppen: 638 (445)

Das Matching erlaubt auch eine detailliertere Analyse des verbleibenden Produktivitätsrückstandes. Gibt es bestimmte Gruppen von Firmen, die über- oder unterdurchschnittlich gut wirtschaften? Das Studieren der geschätzten Produktivitätsrückstände aus der Sicht der ostdeutschen Unter-

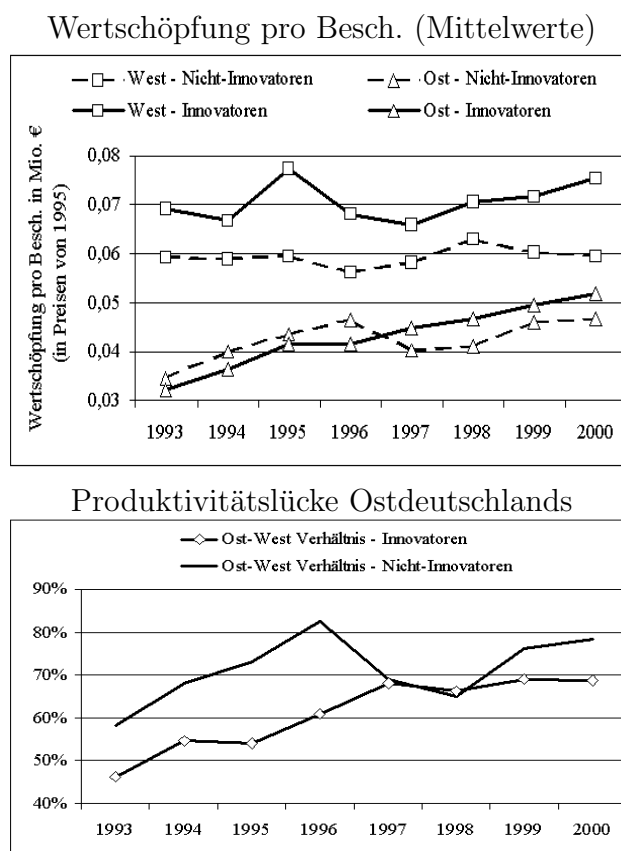
Abbildung 6.2: Wertschöpfung pro Beschäftigtem nach dem Matching nach Firmengröße, Wirtschaftszweigen und Region



nehmen kommt zu einigen interessanten Aspekten.

Ein bemerkenswertes Resultat erhält man, wenn man die Unternehmen in Innovatoren und Nichtinnovatoren aufteilt (anhand des Innovationsdummys, der in der Matchingfunktion enthalten ist). Wie die Abbildung 6.3 zeigt, weisen die innovativen Firmen Ostdeutschlands eine größere Lücke auf als die Nichtinnovatoren. Das heißt aber nicht, dass Innovationsaktivitäten die Produktivität reduzieren. In der jüngeren Zeit weisen ostdeutsche Innovatoren eine höhere Wertschöpfung auf als nicht innovative Firmen.

Abbildung 6.3: Wertschöpfung pro Besch. von Innovatoren und Nichtinnovatoren



Vielmehr werden die ostdeutschen Innovatoren mit Firmen Westdeutschlands verglichen, die ebenfalls innovativ sind und auch in Westdeutschland eine überdurchschnittliche Produktivität aufweisen. Die ostdeutschen Innovatoren stehen folglich nur relativ zu ihren westdeutschen Pendants schlechter als Nichtinnovatoren. So zeigt das Resultat, dass die ostdeutschen Unternehmen noch nicht in der Lage sind ihre Innovationen in dem Maße am Markt zu nutzen wie ihre westdeutschen Pendants. Während die Nichtinnovatoren fast eine Produktivität von 80% des westdeutschen Niveaus ihrer Kontrollgruppe erreichen, liegen die Innovatoren nur bei 70% im Jahr 2000. Nichtinnovatoren holten in Bezug auf die Produktivität relativ besser auf als andere Firmen. Abbildung 6.3 zeigt oben, dass die ostdeutschen Innovatoren seit 1997 eine leicht höhere Wertschöpfung pro Mitarbeiter erreichen als Nichtinnovatoren. Möglicherweise sind Firmen mit einem guten Wissensstock mehr und mehr in der Lage neue Produkte zu entwickeln, die einen Qualitätsstandard erreichen, der von den Konsumenten nachgefragt wird.

6.4.3 Basisanalyse — Nur junge Unternehmen

In einem weiteren Schritt wird die Stichprobe auf junge Unternehmen beschränkt, die nicht älter sind als zehn Jahre. Die Mehrheit der Firmen in Ostdeutschland wurde seit der deutschen Wiedervereinigung neu gegründet und ist daher jünger als zehn Jahre. Es wäre möglich, dass diese jüngeren Firmen noch nicht in der Lage waren, von Lernkurveneffekten zu profitieren und daher eine geringere Produktivität aufweisen. In Tabelle 6.4 ist dargestellt, dass sich sogar die jungen Firmen in Ost- und Westdeutschland vor dem Matching unterscheiden, in Größe, Verteilung über die Wirtschaftszweige und hinsichtlich der Produktivität.

Nach dem Abgleichen der Stichproben (Matching) der jungen Unternehmen hinsichtlich Größe, Wirtschaftszweigen und dem Innovationsdummy unterscheiden sich die beiden Gruppen nicht mehr in diesen Charakteristika.

Tabelle 6.4: Mittelwerte vor dem Matching^a — Junge Unternehmen

Variable	Jahr ^b	Westdeutschland	Ostdeutschland
Beschäftigte (in 1.000)	1993	0,31	0,18***
	2000	0,22	0,11***
Innovations- dummy	1993	0,72	0,66
	2000	0,59	0,65
Wertschöpfung pro Besch. (Mio. €)	1993	0,07	0,03***
	2000	0,08	0,05***

Anmerkung: *** (**, **) zeigen, dass die sich Mittelwerte bei einem Signifikanzniveau von 1% (5, 10%) unterscheiden.

a) Die Unternehmensverteilung über die Wirtschaftszweige unterscheidet sich vor dem Matching signifikant.

b) Beobachtungen in 1993 (2000): 250 (176) im Westen und 614 (224) im Osten.

Wie in Tabelle 6.5 jedoch dargestellt, bleibt der Produktivitätsrückstand in Ostdeutschland signifikant von null verschieden. Sogar das Argument, dass die ostdeutschen Firmen möglicherweise zu jung sind, um eine ähnliche Produktivität wie westdeutsche Unternehmen aufzuweisen, kann hier nicht unterstützt werden. Junge, ostdeutschen Unternehmen weisen eine signifikant geringere Wertschöpfung pro Mitarbeiter auf als die gewählte Kontrollgruppe westdeutscher junger Unternehmen.

Tabelle 6.5: Mittelwerte nach dem Matching^a — Junge Unternehmen

Variable	Jahr ^b	Westdeutschland	Ostdeutschland
Beschäftigte (in 1.000)	1993	0,15	0,18
	2000	0,10	0,11
Innovations- dummy	1993	0,66	0,66
	2000	0,65	0,65
Wertschöpfung pro Besch. (Mio. €)	1993	0,06	0,03***
	2000	0,07	0,05***

Anmerkung: *** (**, **) zeigen, dass die sich Mittelwerte bei einem Signifikanzniveau von 1% (5, 10%) unterscheiden.

a) Die Unternehmensverteilung ist in beiden Gruppen identisch.

b) Beobachtungen in 1993 (2000) in beiden Gruppen: 614 (224)

6.4.4 Erweiterte Analyse

Die obigen Schätzungen zeigen, dass es nicht möglich ist, die Produktivitätslücke nur durch Unterschiede in der Unternehmensgröße, Wirtschaftszweigszusammensetzung, der Innovationsaktivität und der regionalen Struktur zu erklären. Wie der Literaturüberblick in Abschnitt 6.2 aufzeigt, sind andere Produktionsfaktoren wie Sach- und Humankapital wichtige Faktoren bei einer solchen Analyse. Leider ist dies nur für die Jahre 1994 bis 1998 (ohne 1997) möglich, da im MIP nicht für alle Jahre die nötigen Informationen vorhanden sind. Die Matchingprozedur wird jetzt ausgeführt mit der Anzahl der Beschäftigten, den Wirtschaftszweigen, dem Kapitalstock (gemessen als Intensität: Sachanlagevermögen pro Beschäftigtem) und dem Wissensstock modelliert durch einen Dummy, der anzeigt, ob eine Firma seit 1980 mindestens ein Patent angemeldet hat, und durch den Patentstock (*PS*) der Unternehmen. 23% der ostdeutschen Firmen haben mindestens ein Patent angemeldet und 46% der westdeutschen. Dieser Schritt der Analyse entspricht einer Untersuchung der totalen Faktorproduktivität. Da die Unternehmen aufgrund der Beschäftigtenanzahl und ihres Kapitalstocks gematcht werden, stellen Differenzen in der Wertschöpfung, die auch nach dem Matching existieren, unterschiedliche totale Faktorproduktivitäten dar.

Wie die Tabellen 6.6 und 6.7 zeigen, verändern sich die Resultate durch die Berücksichtigung der Kapital- und Wissensstöcke nicht. Die Produktivitätslücke bleibt signifikant von null verschieden. Allerdings ist anzumerken, dass in der jüngeren Vergangenheit die Kapitalintensität der ostdeutschen Unternehmen im Durchschnitt über der von westdeutschen liegt. Dies ist ein Resultat der Maßnahmen der Wirtschaftspolitik zur Beschleunigung des Transformationsprozesses. Es bleibt aber fraglich, warum die ostdeutschen Firmen diesen Vorteil nicht nutzen können. Sogar wenn Nachteile durch die geringeren Wissensstöcke (gemessen anhand der Patentanmeldungen) durch das Matching berücksichtigt werden, erreicht die Kontrollgruppe eine signifikant höhere Produktivität.

Tabelle 6.6: Mittelwerte vor dem Matching^a

Variable	Jahr ^b	Westdeutschland	Ostdeutschland
Beschäftigte (in 1.000)	1994	0,35	0,12***
	1998	0,31	0,13***
Kapital- intensität	1994	0,04	0,04
	1998	0,04	0,05***
Patent- dummy	1994	0,44	0,17***
	1998	0,46	0,29***
Patent- stock	1994	7,15	0,67***
	1998	6,78	1,61***
Wertschöpfung pro Besch. (Mio. €)	1994	0,07	0,04***
	1998	0,07	0,04***

Anmerkung: *** (**, **) zeigen, dass die sich Mittelwerte bei einem Signifikanzniveau von 1% (5, 10%) unterscheiden.

- a) Die Unternehmensverteilung über die Wirtschaftszweige unterscheidet sich vor dem Matching signifikant.
b) Beobachtungen in 1994 (1998): 1.507 (580) im Westen und 1.171 (469) im Osten.

Als letzter Schritt wird untersucht, wie sich verschiedene Eigentumsstrukturen auswirken. Innerhalb der Gruppe der ostdeutschen Firmen ist es möglich, eigenständige Firmen von solchen zu unterscheiden, die zu einer Gruppe mit einer westdeutschen oder ausländischen Mutter gehören.² Wenn diese Unternehmen produktiver als andere sind, würde dies die Hypothese unterstützen, dass immer noch ein Mangel an Humankapital hinsichtlich des Managements der Unternehmen besteht, und das ein weiteres Problem der ostdeutschen Firmen der unzulängliche Marktzugang ist. Bellman et al. (2002) haben bereits gezeigt, dass Firmen in ausländischem Besitz eine höhere Produktivität erreichen als andere ostdeutschen Firmen. Jedoch haben Bellmann et al. nicht die Firmenheterogenität so berücksichtigt, wie man es mit der Matchingmethodik kann.

²Es gibt einige wenige Firmen, die zu einer Gruppe mit einer ostdeutschen Mutter gehören. Diese werden hier vernachlässigt und zur Gruppe der eigenständigen Unternehmen gezählt.

Tabelle 6.7: Mittelwerte nach dem Matching^a

Variable	Jahr ^b	Westdeutschland	Ostdeutschland
Beschäftigte (in 1.000)	1994	0,12	0,12
	1998	0,12	0,13
Kapital- intensität	1994	0,04	0,04
	1998	0,06	0,05
Patent- dummy	1994	0,17	0,17
	1998	0,27	0,29
Patent- stock	1994	0,73	0,67
	1998	1,23	1,61
Wertschöpfung pro Besch. (Mio. €)	1994	0,06	0,04***
	1998	0,07	0,04***

Anmerkung: *** (**, **) zeigen, dass die sich Mittelwerte bei einem Signifikanzniveau von 1% (5, 10%) unterscheiden.

a) Die Unternehmensverteilung ist in beiden Gruppen identisch.

b) Beobachtungen in 1994 (1998) in beiden Gruppen: 580 (469)

6.4.5 Verschiedene Eigentumsstrukturen

Die obigen Matchingresultate können aufgeteilt werden: in die der eigenständigen Firmen versus die der Gruppenmitglieder. Tabelle 6.8 zeigt die Produktivitätslücke aus Sicht der ostdeutschen Firmen. Das Ergebnis ist interessant: Obwohl die Produktivitätslücke zwischen 1994 und 1998 schrumpft, divergiert die Differenz der Wertschöpfung zwischen beiden Gruppen. Während die Lücke im Jahr 1994 zwischen den eigenständigen und den Unternehmen, die zu einer Gruppe gehören, nur gering ist (€ 0,005 Mio. und nur auf dem 10%-Niveau signifikant von null verschieden), wird die Differenz in den jüngeren Jahren größer. Im Jahr 1998 beträgt die Differenz der Produktivitätslücken bereits € 0,015 Mio.

Obwohl dieses Ergebnis sehr interessant ist, kann es möglich sein, dass es sich dabei nicht um ein exogenes Phänomen handelt. Falls die Mutterunternehmen eine “pick-the-winners” Strategie verfolgen, werden diese folglich die produktivsten Firmen in ihren Unternehmensverbund aufnehmen. Daher behandle ich die Eigentümerschaft jetzt als endogene Variable und führe ein “Propensity Score” Matching durch, wie es von Rosenbaum und Rubin

Tabelle 6.8: Produktivitätslücke der ostdeutschen Firmen nach dem Matching

Variable	Jahr ^a	Eigenständige Firmen	Mitglieder einer Gruppe
Diff. in Wertschöpfung pro Mitarbeiter zur Kontrollgruppe (Mio. €)	1994	0,04	0,04*
	1998	0,03	0,01***

Anmerkung: *** (**, **) zeigen, dass die sich Mittelwerte bei einem Signifikanzniveau von 1% (5, 10%) unterscheiden.

a) Beobachtungen in 1994 (1998) 451 (365) eigenständige Firmen und 129 (104) Mitglieder einer Unternehmensgruppe.

(1983) vorgeschlagen wurde. So kann die Gruppenzugehörigkeit tatsächlich als “Treatment” interpretiert werden (vgl. Abschnitt 6.3). Dazu verwende ich nur ostdeutsche Firmen und führe das Matching für die ostdeutschen Unternehmen durch, die zu einer Gruppe gehören. Als potenzielle Kontrollgruppe werden die eigenständigen Unternehmen in Ostdeutschland verwendet.

Dazu wird ein Probitmodell auf den Eigentümerstatus geschätzt und die daraus resultierenden Propensity Scores, d.h. die geschätzten Wahrscheinlichkeiten, dass ein Unternehmen zu einer Gruppe mit westdeutscher oder ausländischer Führung gehört, werden als Matchingkriterium verwendet. Die Stichprobe ostdeutscher Firmen (für die Jahre 1994, 1995, 1996 und 1998) enthält 464 Beobachtungen, die zu einer solchen Gruppe gehören und 1.652 Kontrollbeobachtungen eigenständiger Firmen. Im Probitmodell sind die Anzahl der Beschäftigten (in logarithmierter Form), die Wirtschaftszweige, der Patentdummy und die Kapitalintensität enthalten. Das Unternehmensalter, der Patentstock und der Innovationsdummy hatten keinen signifikant von null verschiedenen Einfluss auf den Eigentumsstatus. Tabelle 6.9 zeigt die Mittelwerte der verwendeten Variablen vor dem Matching. Die Firmen in einem Unternehmensverbund sind größer, weisen höhere Kapitalintensitäten auf und ein größerer Anteil hat wenigstens ein Patent angemeldet. Die Wertschöpfung pro Beschäftigtem ist ebenfalls höher. Dies zeigt bereits, dass man den Eigentumsstatus als endogene Größe behandeln sollte. Es scheint,

Tabelle 6.9: Produktivität im Vergleich eigenständiger Firmen versus Gruppenmitgliedern vor dem Matching^a

Variable	Jahr ^b	Eigenständige	Mitglieder einer
		Firmen	Gruppe
log(Besch.) (in 1.000)	1994	-3,15	-2,13***
	1998	-3,21	-2,01***
Kapital- intensität	1994	0,03	0,05***
	1998	0,04	0,07***
Patent- dummy	1994	0,15	0,29***
	1998	0,24	0,45***
“Propensity Score”	1994	-1,10	-0,40***
	1998	-1,16	-0,29***
Wertschöpfung pro Besch. (Mio. €)	1994	0,03	0,05***
	1998	0,04	0,06***

Anmerkung: *** (**, **) zeigen, dass die sich Mittelwerte bei einem Signifikanzniveau von 1% (5, 10%) unterscheiden.

a) Die Unternehmensverteilung über die Wirtschaftszweige unterscheidet sich vor dem Matching signifikant.

b) Beobachtungen in 1994 (1998): 493 (378) eigenständige und 140 (110) Gruppenmitglieder.

dass tatsächlich die “Gewinner” von Mutterunternehmen ausgewählt werden.

Die Matchingprozedur führt zur Schätzung des Treatment-Effekts, was hier der Differenz der Wertschöpfung pro Mitarbeiter der Gruppenmitglieder und der Kontrollgruppe eigenständiger Firmen entspricht. Die Differenz der Produktivität beträgt € 0,014 Mio. in 1994 und € 0,016 Mio. in 1996. Die geschätzten Differenzen sind signifikant von null verschieden. Im Gegensatz zu den vorherigen Ergebnissen, dass die Produktivitätslücke zwischen Ost und West kleiner wird, ist diese Entwicklung unterschiedlich. Die Wertschöpfung pro Beschäftigtem innerhalb der Gruppe ostdeutscher Firmen divergiert (vgl. Tabelle 6.10). Unternehmen, die zu einer Gruppe mit westdeutscher oder ausländischer Mutter gehören, weisen eine höhere Produktivität als eigenständige Firmen auf, und die Differenz zwischen den Gruppen wächst. Dies unterstreicht die Hypothese, dass die Eigentümerschaft erfahrener, im internationalen Wettbewerb bestehenden Unternehmen

Tabelle 6.10: Produktivität im Vergleich eigenständiger Firmen versus Gruppenmitgliedern nach dem Matching^a

Variable	Jahr ^b	Eigenständige	Mitglieder einer
		Firmen	Gruppe
log(Besch.) (in 1.000)	1994	-2,10	-2,13
	1998	-2,01	-2,01
Kapital- intensität	1994	0,05	0,05
	1998	0,08	0,07
Patent- dummy	1994	0,29	0,29
	1998	0,44	0,45
Propensity Score	1994	-0,42	-0,40
	1998	-0,33	-0,29
Wertscöpfung pro Besch. (Mio. €)	1994	0,04	0,05***
	1998	0,05	0,06***

Anmerkung: *** (**, **) zeigen, dass die sich Mittelwerte bei einem Signifikanzniveau von 1% (5, 10%) unterscheiden.

a) Die Unternehmensverteilung ist in beiden Gruppen identisch.

b) Beobachtungen in 1994 (1998) in beiden Gruppen: 580 (469)

zu positiven Spillovers für die Gruppenmitglieder führt, scheinbar hinsichtlich Managementfähigkeiten oder besserem Marktzugang. Es scheint nicht der Fall zu sein, dass die Tochterunternehmen nur als “verlängerte Werkbänke” eingesetzt werden.

6.5 Fazit dieses Kapitels

In diesem Kapitel wird die Produktivitätslücke ostdeutscher Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes im Vergleich zu westdeutschen Firmen analysiert. Im Allgemeinen bestätigt die mikroökonomische Analyse das makroökonomische Bild. Die ostdeutschen Firmen bleiben hinsichtlich ihrer Wertschöpfung pro Mitarbeiter noch immer hinter den westdeutschen zurück. Obwohl die Lücke über die Jahre geringer wird, hat der Aufholprozess sich in jüngerer Vergangenheit verlangsamt.

Als Analysemethodik wurde eine ökonometrische Matchingprozedur vor-

geschlagen, um das Ausmaß und die Ursachen der Produktivitätslücke in Ostdeutschland im Detail zu studieren. Wenn man damit einverstanden ist, westdeutsche Unternehmen als “Produktivitätsbenchmark” zu verwenden, geht diese Schätzmethode direkt der Frage nach, welches Produktivitätsniveau man von ostdeutschen Firmen mit gegebenen Strukturmerkmalen, wie Größe, Alter, Wirtschaftszweig, Kapitalintensität, Wissensstock oder Innovationsaktivitäten etc., erwarten könnte.

Verschiedene Anwendungen der Matchingprozedur zeigen, dass die Produktivitätslücke in allen Fällen signifikant von null verschieden bleibt, auch noch im Jahr 2000. Es lassen sich folgende Hauptschlüsse ziehen: Innovative Firmen aus Ostdeutschland haben eine größere Produktivitätslücke zu ihren westdeutschen Kontrollbeobachtungen als nicht innovative Firmen. Die ostdeutschen Firmen sind eher in der Lage zu den weniger produktiven westdeutschen Unternehmen aufzuschliessen. Dies bedeutet aber nicht, dass innovative Firmen im Osten weniger erfolgreich wirtschaften. In den vergangenen Jahren haben sie ein höheres Produktivitätsniveau erreicht als nicht innovative Unternehmen, aber sie leiden immer noch unter einem höheren Defizit, wenn sie mit ähnlichen westdeutschen Unternehmen — ihren möglichen Wettbewerbern — verglichen werden. Ein weiteres interessantes Ergebnis geht aus dem Vergleich verschiedener Eigentumsstrukturen hervor. Wenn eine ostdeutsche Firma zu einer Unternehmensgruppe mit einer westdeutschen oder ausländischen Muttergesellschaft gehört, wird sie im Durchschnitt eine höhere Produktivität aufweisen als eigenständige ostdeutsche Firmen. Dieses Resultat bleibt auch bestehen, wenn die Eigentümerschaft als endogene Variable behandelt wird, d.h. wenn die Muttergesellschaften eine “picking-the-winners” Strategie verfolgen. Das Matching von ostdeutschen Firmen, die zu einer solchen Gruppe gehören, mit eigenständigen ostdeutschen Unternehmen, verändert die Aussage nicht. Die Wertschöpfungsdifferenz zwischen diesen beiden Gruppen von Unternehmen bleibt signifikant von null verschieden. Im Gegensatz zu dem Ergebnis, dass die Lücke sich zwischen Ost und West verringert, vergrößert sich die Differenz der Wertschöpfung innerhalb der Gruppe ostdeutscher Firmen.

Diese divergierende Entwicklung unterstützt die These positiver Spillovers durch die Muttergesellschaften. Entweder scheinen Managementfähigkeiten über die Eigentümerschaft vermittelt zu werden oder die Tochterunternehmen erhalten durch den Unternehmensverbund einen besseren Marktzugang durch ein funktionierendes Vertriebsnetz der Gruppenmitglieder.

Kapitel 7

Fazit und Ausblick für weitere Forschung

In dieser Arbeit werden die Innovationsaktivitäten der Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes differenziert nach Ost- und Westdeutschland untersucht. Eine besondere Rolle spielt bei der Analyse die Bedeutung der Forschungs- und Technologiepolitik für die private Innovationstätigkeit. Nach der Einleitung zum Thema wurde ein theoretischer Rahmen zu den verschiedenen Aspekten des Marktversagens bei FuE aufgespannt und es wurden verschiedene Politikansätze diskutiert, um diesem Marktversagen zu begegnen. Im Kapitel 3 werden verschiedene Instrumente der FuT-Politik aufgezeigt und ihr Einsatz in Deutschland beschrieben. Außerdem werden im Kapitel 3 die Daten für die darauf folgenden empirischen Analysen vorgestellt und insbesondere Ost-West-Unterschiede im Innovationsverhalten herausgearbeitet. Kapitel 4 beschäftigt sich aufbauend auf den Kapiteln 2 und 3 mit einer empirischen Untersuchung möglicher Finanzierungsrestriktionen hinsichtlich privater FuE-Aktivitäten in Deutschland. Sowohl FuE-Aufwendungen als auch Investitionen in Sachanlagevermögen werden betrachtet. Es stellt sich heraus, dass westdeutsche Firmen sowohl durch interne als auch durch externe Finanzierungsrestriktionen betroffen sind. Dies gilt für FuE-Aufwendungen wie für Anlageinvestitionen. Ein weiterer wichtiger Faktor zur Erklärung unterschiedlicher FuE-Aufwendungen ist die Teilnahme an öffentlichen Programmen zur Innovationsförderung. Öffentlich geförderte Unternehmen weisen höhere FuE-Aufwendungen auf als andere

Unternehmen. In Ostdeutschland gibt es keine externen Finanzierungsrestriktionen für FuE. Die Schätzergebnisse zeigen, dass hier die öffentliche Förderung treibende Kraft für FuE-Aktivitäten ist. Die Finanzmärkte sind in Ostdeutschland als Barriere für FuE durch die starke staatliche Förderung solcher Aktivitäten scheinbar zum Großteil außer Kraft gesetzt. Abschließend wird in Kapitel 4 darauf hingewiesen, dass der geschätzte Einfluss der FuT-Politik auf Grund von Selektionsverzerrungen möglicherweise zu groß ist. Unternehmen mit einer größeren Innovationsneigung werden sich eher für die Teilnahme an Förderprogrammen bewerben als andere.

Daher wird aufbauend auf diese Schlussfolgerung im fünften Kapitel der Erhalt von öffentlichen Fördermitteln endogenisiert und es wird folgender Frage nachgegangen: “Wieviel hätten die geförderten Unternehmen für FuE aufgewendet, wenn sie nicht gefördert worden wären”. Dabei handelt es sich um ein klassisches Evaluierungsproblem. Nach einem Überblick sowohl aktueller industrieökonomischer Evaluationsstudien als auch der ökonometrischen “Treatment-Literatur” wird mittels nichtparametrischer Matchingverfahren untersucht, ob die FuT-Politik auch bei der Berücksichtigung von möglichen Selektionsverzerrungen zu positiven Effekten auf die privaten FuE-Aktivitäten führt. Der identifizierte positive Treatment-Effekt der FuT-Politik ist signifikant von null verschieden, d.h. Unternehmen, die öffentliche Fördermittel erhalten, weisen durchschnittlich höhere FuE-Aktivitäten auf als in dem hypothetischen Fall, in dem sie keine Förderung erhalten hätten. Dieses Ergebnis findet sich sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland, wobei der Treatment-Effekt in Ostdeutschland größer ist. Es sei darauf hingewiesen, dass hier nur die Inputseite des Innovationsprozesses untersucht wurde. Ob die zusätzlichen durch den Staat induzierten FuE-Aktivitäten zu einem höheren Innovationsoutput in Form von Patenten, kostenreduzierenden Verfahren oder neuen Produkten führen, kann bisher nicht beantwortet werden. Eine Outputanalyse verbleibt somit als Gegenstand weiterer Forschung.

Zwar macht das sechste Kapitel einen Schritt in Richtung einer Out-

putanalyse, aber die durchgeführte Empirie baut nicht direkt auf den Modellen aus den Kapiteln 4 und 5 auf, sondern bezieht sich nur inhaltlich auf die vorhergehenden Resultate. Im Kapitel 6 wird mit den in Kapitel 5 vorgestellten Matchingverfahren die Produktivitätslücke ostdeutscher Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes im Vergleich zu westdeutschen Firmen untersucht. Obwohl aus makroökonomischer Sicht die Lücke hinsichtlich der Wertschöpfung über die Jahre geringer wird, hat der Aufholprozess sich in jüngerer Vergangenheit verlangsamt. Als Analysemethodik wird eine ökonometrische Matchingprozedur vorgeschlagen, um das Ausmaß und die Ursachen der Produktivitätslücke in Ostdeutschland im Detail zu studieren. Das westdeutsche verarbeitende Gewerbe wird als “Produktivitätsbenchmark” verwendet. Bei der Analyse werden ausgehend von den Kapiteln 4 und 5 auch Innovationsmaße berücksichtigt, um zu prüfen, ob die durch die FuE-Politik hervorgerufenen Innovationen in Ostdeutschland letztendlich auch einen Produktivitätseffekt haben. Es lassen sich folgende Hauptschlüsse ziehen: Innovative Firmen aus Ostdeutschland haben eine größere Produktivitätslücke zu ihren westdeutschen Kontrollbeobachtungen als nicht innovative Firmen. Die ostdeutschen Firmen sind eher in der Lage, zu den weniger produktiven westdeutschen Unternehmen aufzuschliessen. Dies bedeutet aber nicht, dass innovative Firmen im Osten weniger erfolgreich wirtschaften. In den vergangenen Jahren haben sie ein höheres Produktivitätsniveau erreicht als nicht innovative Unternehmen, aber sie leiden immer noch unter einem höheren Defizit, wenn sie mit ähnlichen westdeutschen Unternehmen, — ihren möglichen Wettbewerbern — verglichen werden. Ein weiteres interessantes Ergebnis geht aus dem Vergleich verschiedener Eigentumsstrukturen hervor. Wenn eine ostdeutsche Firma zu einer Unternehmensgruppe mit einer westdeutschen oder ausländischen Muttergesellschaft gehört, wird sie im Durchschnitt eine höhere Produktivität aufweisen als eigenständige ostdeutsche Firmen. Dieses Resultat bleibt auch bestehen, wenn die Eigentümerschaft als endogene Variable behandelt wird, d.h. wenn die Muttergesellschaften eine “picking-the-winners” Strategie verfolgen. Das Matching von ostdeutschen Firmen, die zu einer solchen Gruppe gehören, mit eigenständigen, ostdeutschen Unternehmen,

verändert die Aussage nicht. Die Wertschöpfungsdifferenz zwischen diesen beiden Gruppen von Unternehmen bleibt signifikant von null verschieden. Im Gegensatz zu dem Ergebnis, dass die Lücke sich zwischen Ost und West verringert, vergrößert sich die Differenz der Wertschöpfung innerhalb der Gruppe ostdeutscher Firmen. Diese divergierende Entwicklung unterstützt die These positiver Spillovers durch die Muttergesellschaften. Entweder scheinen Managementfähigkeiten über die Eigentümerschaft vermittelt zu werden oder die Tochterunternehmen erhalten durch den Unternehmensverbund einen besseren Marktzugang durch ein funktionierendes Vertriebsnetz der Gruppenmitglieder. Abschließend bleibt zum Kapitel 6 zu bemerken, dass mit dem Kernel-based Matching zwar ein innovatives Verfahren angewendet wurde, die Ergebnisse aber nur bestehende Defizite der ostdeutschen Wirtschaft aufzeigen. Eine wirkliche Ursache, die durch wirtschaftspolitische Maßnahmen beseitigt werden könnte, wird nicht gefunden. Möglicherweise wären weitere Variablen die Infrastruktur betreffend eine vielversprechende Erweiterung der Analysen. Ferner könnten detaillierte Merkmale, die das Management der Unternehmen betreffen, vielleicht weiteren Aufschluss geben. Als Beispiel sei eine Gewinnbeteiligung der Mitarbeiter genannt.

Als Ausblick für weitere Forschung lässt sich insbesondere aus methodischer Sicht die Durchführung der Analysen mit ökonometrischen Paneldatenverfahren nennen. Dies war auf Grund der Datenlage in dieser Studie nicht möglich. Allerdings könnten Analysen über die Zeit, also die Berücksichtigung firmen-spezifischer “fixer Effekte” weitere wichtige Anhaltspunkte z.B. über Treatment-Effekte der FuT-Politik liefern. So wäre mit Paneldaten auch die Anwendung von (bedingten) Differenz-der-Differenzen-Schätzern möglich.

Eine inhaltlich interessante Erweiterung würde die oben bereits angesprochene Evaluierung der Outputseite des Innovationsprozesses darstellen. So könnte der Frage nachgegangen werden, ob die zusätzlich durch den Staat induzierten privaten FuE-Aufwendungen auch zu neuen Produkten und Prozessen führen und ob sie eine ähnliche Produktivität aufweisen wie die private FuE-Tätigkeit, die ohnehin — auch ohne staatliche Intervention — stattge-

funden hätte.

Literaturverzeichnis

- Ashenfelter, O. (1978), Estimating the effect of training programs on earnings, *Review of Economics and Statistics* 60, 47–57.
- Akerlof, G.A. (1970), The market for lemons: Quality, uncertainty and the market mechanism, *Quarterly Journal of Economics* 84, 488–500.
- Alderson, M.J. und B.L. Betker (1996), Liquidation costs and accounting data, *Financial Management* 25(2), 25–36.
- Almus, M. (2001), *Evaluating the Impact of Public Start-up Assistance — Results from an Econometric Approach*, ZEW Discussion Paper 01–23, Mannheim.
- Almus, M. und D. Czarnitzki (2003), The effects of public R&D subsidies on firms' innovation activities: The case of Eastern Germany, *Journal of Business and Economic Statistics* 21(2), 226–236.
- Almus, M., J. Egel, M. Lechner, F. Pfeiffer und H. Spengler (1999), *Wirkungen gemeinnütziger Arbeitnehmerüberlassung in Rheinland-Pfalz*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 225, Nürnberg.
- Almus, M. und S. Prantl (2002), Die Auswirkungen öffentlicher Gründungsförderung auf das Überleben und Wachstum von jungen Unternehmen, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 222(2), 161–185.
- Andrews, D.W.K. und M.M.A. Schafgans (1998), Semiparametric estimation of the intercept of a sample selection model, *Review of Economic Studies* 65, 497–517.
- Angrist, J., G. Imbens und D.B. Rubin (1996), “Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables,” *Journal of the American Statistical Association* 91, 444–455.
- Arellano, M. und S.R. Bond (1991), Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies* 58(2), 277–297.

- Arellano, M. und S.R. Bover (1995), Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, *Journal of Econometrics* 68(1), 29–51.
- Arellano, M., S.R. Bover and J.M. Labeaga (1999), Autoregressive models with sample selectivity for panel data, in: C. Hsiao, K. Lahiri, L.F. Lee und H. Pesaran (Hrsg.), *Analysis of Panels and Limited Dependent Variable Models*, Cambridge University Press: Cambridge, 23–48.
- Arrow, K.J. (1962), Economic welfare and the allocation of resources for invention, in: R.R. Nelson (ed.), *The rate and direction of inventive activity: economic and social factors*, Princeton, N.J., S. 609–625.
- Ashenfelter, O. (1978), “Estimating the Effect of Training Programs on Earnings,” *Review of Economics and Statistics* 60, 4–57.
- Ashenfelter, O. und D. Card (1985), “Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs,” *Review of Economics and Statistics* 67, 648–660.
- d’Aspremont, C. und A. Jacquemin (1988), Cooperative and noncooperative R&D in duopoly with spillovers, *American Economic Review* 78(5), 1133–1137.
- Audretsch, D.B. und J.A. Elston (2002), Does firm size matter? Evidence on the impact of liquidity constraints on firm investment behavior in Germany, *International Journal of Industrial Organization* 20(1), 1–138.
- Barrell, R. und D.W. te Velde (2000), Catching-up of East German labour productivity in the 1990s, *German Economic Review* 1(3), 271–297.
- Bassi, L. (1983), The effect of CETA on the post-program earnings of participants, *Journal of Human Resources* 18, 539–556.
- Bassi, L. (1984), Estimating the effects of training programs with nonrandom selection, *Review of Economics and Statistics* 66, 36–43.
- Beise, M., G. Ebling, N. Janz, G. Licht und H. Niggemann (1999), Innovationsaktivitäten im Verarbeitenden Gewerbe — Ergebnisse der Innovationserhebung 1997, in: N. Janz und G. Licht (Hrsg.) (1999), *Innovationsaktivitäten in der deutschen Wirtschaft*, Baden-Baden.
- Belitz, H., H. Berteit, F. Fleischer und A. Stephan (2001), Staatliche Förderung von Forschung und Entwicklung in der ostdeutschen Wirtschaft — eine Bilanz, DIW-Wochenbericht 35/2001, 537–544.

- Belitz, H. und F. Fleischer (2000), Staatliche Förderung stützt den Neuaufbau der Industrieforschung in Ostdeutschland, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* Heft 2/2000, 272–294.
- Bell, B., R. Blundell und J. van Reenen (1999), Getting the unemployed back to work: an evaluation of the New Deal proposals, *International Tax and Public Finance* 6, 339–360.
- Bellmann, L. und M. Brussig (1998), Ausmaß und Ursachen der Produktivitätslücke ostdeutscher Betriebe des verarbeitenden Gewerbes, *Mitteilung aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 4/1998, 648–660.
- Bellmann, L., P. Ellguth und R. Jungnickel (2002), Produktivität in auslandskontrollierten Betrieben Ostdeutschlands, in L. Bellmann (Hrsg.), *Die ostdeutschen Betriebe in der internationalen Arbeitsteilung*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 263, 85–110.
- Bergemann, A., B. Fitzenberger und S. Speckesser (2001), Evaluating the Employment Effects of Public Sector Sponsored Training in East Germany: Conditional Difference-in-Differences and Ashenfelters's Dip, mimeo, Universität Mannheim.
- Berndt, E.R. (1991), *The practice of econometrics*, Reading, MA: Addison-Wesley.
- Bertschek, I. (1995), Product and process innovation as a response to increasing import and foreign direct investment, *Journal of Industrial Economics* 43(3), 341–357.
- Blind, K., D. Czarnitzki, G. Ebling, S. Gottschalk, N. Janz und H. Niggemann (2000), Quellen für Innovationen im Dienstleistungssektor, in: Janz, N. (Hrsg.), *Quellen für Innovationen: Analyse der ZEW-Innovationserhebungen 1999 im Verarbeitenden Gewerbe und im Dienstleistungssektor*, ZEW Dokumentation Nr. 00-10, Mannheim.
- Blundell, R. und S.R. Bond (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics* 87(1), 115–143.
- Blundell, R. und S.R. Bond (2000), GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions, *Econometric Reviews* 19(3), 321–340.
- Blundell, R. und M. Costa Dias (2000), Evaluation methods for non-experimental data, *Fiscal Studies* 21(4), 427–468.
- Blundell, R. und M. Costa Dias (2002), Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics, *Portuguese Economic Journal* 1, 1–38.

- BMBF (2000), *Bundesbericht Forschung 2000*, Bonn: BMBF.
- BMBF (2002), *Faktenbericht Forschung 2002*, Bonn: BMBF.
- BMBF und BMWi (2001), *Innovationsförderung: Hilfen für Forschung und Entwicklung*, Bonn: BMBF.
- Bond, S., D. Harhoff und J. Van Reenen (1999), Investment, R&D and financial constraints in Britain and Germany, unpublished manuscript, University College London and Institute for Fiscal Studies, London.
- Bond, S. and C. Meghir (1994), Dynamic investment models and the firm's financial policy, *Review of Economic Studies* 61, 197–222.
- Branstetter, L. und M. Sakakibara (1998), Japanese research consortia: a micro-econometric analysis of industrial policy, *Journal of Industrial Economics* 46(2), 207–233.
- Branstetter, L. und M. Sakakibara (2002), When do research consortia work well and why? Evidence from Japanese panel data, *American Economic Review* 92(1), 143–159.
- Burda, M. und J. Hunt (2001), From reunification to economic integration: productivity and the labor market in Eastern Germany, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2/2001, 1–92
- Burda, M. und M. Funke (1995), Eastern Germany: can't we be more optimistic?, *ifo Studien* 41(3), 327–354.
- Busom, I. (2000), An empirical evaluation of the effects of R&D subsidies, *Economics of Innovation and New Technology* 9(2), 111–148.
- Carpenter, R.E. und B.C. Petersen (2002), Is growth of small firms constrained by internal finance?, *Review of Economics and Statistics* 84(2), 298–309.
- Cassiman, B. und R. Veugelers (2002), R&D cooperation and spillovers. Some empirical evidence for Belgium, *American Economic Review* 92(4), 1169–1184.
- Cochran, W. und D. Rubin (1973), Controlling bias in observational studies, *Sankhya* 35, 417–446.
- Cohen, W.M. und D.A. Levinthal (1989), Innovation and learning: the two faces of R&D, *Economic Journal* 99, 569–596.
- Cohen, W.M., R.R. Nelson und J. Walsh (2000), *Protecting their intellectual assets: appropriability conditions and why U.S. manufacturing firms patent or not*, NBER Working Paper 7552, Cambridge.

- Collins, N.R. und L.E. Preston (1969), Price-cost margins and industry structure, *Review of Economics and Statistics* 51(3), 271–286.
- Cosslett, S.R. (1991), Semiparametric estimation of a regression model with sample selectivity, in: W.A. Barnett, J. Powell, und G.E. Tauchen (Hrsg.), *Nonparametric and Semiparametric Methods in Econometrics and Statistics*, New York: Cambridge University Press: 175–197.
- Czarnitzki, D. (2001), Die Auswirkungen der Forschungs- und Technologiepolitik auf die Innovationsaktivitäten ostdeutscher Unternehmen, *Schmollers Jahrbuch — Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (Journal of Applied Social Science Studies)* 121(4), 539–560.
- Czarnitzki, D. (2002), Research and Development: Financial Constraints and the Role of Public Funding for Small and Medium-sized Enterprises, ZEW Discussion Paper 02–74, Mannheim.
- Czarnitzki, D. (2003), Extent and Evolution of the Productivity Gap in Eastern Germany, ZEW Discussion Paper 03–25, Mannheim; in Deutsch erscheint der Artikel demnächst in: L. Bellmann und R. Hujer (Hrsg.), Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- Czarnitzki, D., T. Doherr, A. Fier, G. Licht und C. Rammer (2003), Öffentliche Förderung der Innovationsaktivitäten von Unternehmen in Deutschland, Studien zum deutschen Innovationssystem, 17–03, Mannheim.
- Czarnitzki, D., G. Ebling, S. Gottschalk, N. Janz und H. Niggemann (2000), Quellen für Innovationen im Verarbeitenden Gewerbe und Bergbau, in: Janz, N. (Hrsg.), Quellen für Innovationen: Analyse der ZEW-Innovationserhebungen 1999 im Verarbeitenden Gewerbe und im Dienstleistungssektor, ZEW Dokumentation 00–10, Mannheim.
- Czarnitzki, D. und A. Fier (2002), Do innovation subsidies crowd out private investment? Evidence from the German Service Sector, *Applied Economics Quarterly (Konjunkturpolitik)* 48(1), 1–25.
- Czarnitzki, D. und A. Fier (2003), Publicly Funded R&D Collaborations and Patent Outcome in Germany, ZEW Discussion Paper 03–24, Mannheim.
- Czarnitzki, D. und K. Kraft (2001), Firm Leadership and Innovative Performance: Evidence from Seven EU Countries, erscheint 2004 in *Small Business Economics — An International Journal*.
- Czarnitzki, D. und K. Kraft (2003a), Management Control and Innovative Activity, erscheint in *Review of Industrial Organization*.

- Czarnitzki, D. und K. Kraft (2003b), Unternehmensleitung und Innovationserfolg, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223(6), 641–658.
- Czarnitzki, D. und K. Kraft (2004), An empirical test of the asymmetric models on innovative activity: who invests more into R&D, the incumbent or the challenger?, erscheint in: *Journal of Economic Behavior and Organization*.
- Czarnitzki, D. und A. Spielkamp (2003), Business Services in Germany: Bridges for Innovation, *The Service Industries Journal* 23(2), 1–31.
- Dasgupta, P. und J. Stiglitz (1980), Industrial Structure and the Nature of Innovative Activity, *Economic Journal* 90, 266–293.
- David, P.A., B.H. Hall und A.A. Toole (2000), Is public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence, *Research Policy* 29, 497–529.
- Dehejia, R.H. und S. Wahba (1999), Causal effects in nonexperimental studies: reevaluating the evaluation of training programs, *Journal of the American Statistical Association*, 94, 1053–1062.
- Deutsches Patent- und Markenamt (German Patent and Trade Mark Office) (2000), *Jahresbericht 2000 (Annual Report 2000)*, München.
- Deutsches Patent- und Markenamt (German Patent and Trade Mark Office) (2001), *Jahresbericht 2001 (Annual Report 2001)*, München.
- Dietrich, V. (1997), Kapitalausstattung und Produktivitätsrückstand im ostdeutschen Unternehmenssektor, *Wirtschaft im Wandel 7/1997*, 6–10.
- DIW (2001a), Wirksamkeit der Programme zur Förderung von Forschung, Technologie und Innovation für die Entwicklung der ostdeutschen Wirtschaft, Gutachten des DIW in Kooperation mit der SÖSTRA GmbH im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie, Berlin.
- DIW (2001b), Zum infrastrukturellen Nachholbedarf in Ostdeutschland, *DIW Wochenbericht* 68, 293–298.
- DIW/IAB/IfW/IWH/ZEW (2003), *Zweiter Fortschrittsbericht wirtschaftswissenschaftlicher Institute über die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland*, Gutachten im Auftrag des Bundesfinanzministeriums, Berlin.
- Ebling, G., C. Hipp, N. Janz, G. Licht und H. Niggemann (1999), Innovationsaktivitäten im Dienstleistungssektor — Ergebnisse der Innovationserhebung 1997, in: N. Janz und G. Licht (Hrsg.) (1999), *Innovationsaktivitäten in der deutschen Wirtschaft*, Baden-Baden.

- Efron, B. (1979), Bootstrapping Methods: Another Look at the Jackknife, *Annals of Statistics* 7, 1–26.
- Efron, B. und R.S. Tibshirani (1993), *An Introduction to the Bootstrap*, New York.
- Egeln, J., D. Engel, H. Fryges, M. Keilbach und S. Prantl (2003), Unternehmensdynamik in Baden–Württemberg — Eine vergleichende Analyse, Mannheim.
- Engel, D. (2003), Höheres Beschäftigungswachstum durch Venture Capital?, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223(1), 1–22.
- Eurostat und OECD (1997), *OSLO–Manual — Proposed guidelines for collecting and interpreting technological innovation data*, Paris.
- Falk, M. und F. Pfeiffer (1998), Auswirkungen von Innovationen auf Lohn– und Produktivitätsangleichung zwischen ost– und westdeutschen Unternehmen, in: M. Fritsch, F. Meyer–Krahmer und F. Pleschak (eds.), *Innovationen in Ostdeutschland: Potentiale und Probleme*, Heidelberg, 145–167.
- Falk, M. und F. Pfeiffer (1999), Innovationen und Produktivitätswachstum ostdeutscher Unternehmen 1992–1995, in: L. Bellmann, S. Kohaut, und M. Lahner (eds.), *Zur Entwicklung von Lohn und Beschäftigung auf der Basis von Betriebs– und Unternehmensdaten*, Nürnberg, 77–98.
- Fazzari, S.M., R.G. Hubbard und B.C. Peterson (1988), Financing constraints and corporate investment, *Brookings Papers on Economic Activity* 1/1988, 141–205.
- Fazzari, S.M., R.G. Hubbard und B.C. Peterson (2000), Investment–cash flow sensitivities are useful: a comment, *Quarterly Journal of Economics* 115(2), 695–705.
- Fier, A. (1998), Politik und Wirtschaft am Ende der DDR und die Anfänge der neuen Bundesländer, in: H. Bertram, W. Kreher und I. Müller–Hartmann (Hrsg.), *Systemwechsel zwischen Projekt und Prozess — Analysen zu den Umbrüchen in Ostdeutschland*, Opladen: Leske + Budrich, 21–52.
- Fier, A. (2002), *Staatliche Förderung industrieller Forschung in Deutschland*, Baden–Baden: Nomos.
- Fitzenberger, B. und H. Prey (1998), “Beschäftigungs- und Verdienstwirkungen von Weiterbildungsmaßnahmen im ostdeutschen Transformationsprozess: Eine Methodenkritik,” in: Pfeiffer, F. und W. Pohlmeier (eds.), *Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg*, Baden–Baden, 39–96.

- Fitzenberger, B. und S. Speckesser (2000), Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Ein Überblick, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 33(3), 357–370.
- Fritsch, M. und J. Mallok (1994), Die Arbeitsproduktivität des industriellen Mittelstandes in Ostdeutschland — Stand und Entwicklungsperspektiven, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 1/1994, 53–59.
- Fritsch, M., T. Wein und H.J. Ewers (1999), *Marktversagen und Wirtschaftspolitik*, 3. Auflage, München.
- Frölich, M. (2002), *Semiparametric estimation of selectivity models*, New York: Nova Science Publishers.
- Gallini, N. und S. Scotchmer (2002), Intellectual property: When is it the best incentive mechanism?, Manuskript, erscheint in A. Jaffe, J. Lerner und S. Stern (Hrsg.), *Innovation Policy and the Economy* 2, Cambridge, MA, 51–78.
- Gerfin, und M. lechner (2000), A microeconomic evaluation of the active labour market policy in Switzerland, *Economic Journal* 112, 854–893.
- Geroski, P.A. (1994), *Market structure, corporate performance and innovative activity*, Oxford.
- Gottschalk, S., N. Janz, B. Peters, C. Rammer und T. Schmidt (2002), Innovationsverhalten der deutschen Wirtschaft: Hintergrundbericht zur Innovationserhebung 2001, ZEW Dokumentation Nr. 02–03, Mannheim.
- Gourieroux, C. (2000) *Econometrics of qualitative dependent variables*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Greene, W.H. (2000), *Econometric analysis*, 4. Auflage, Upper Saddle River, New Jersey.
- Griliches, Z. (1981), Market value, R&D and patents, *Economics Letters* 7, 183–187.
- Griliches, Z. (1992), The search for R&D spillovers, *Scandinavian Journal of Economics* 94, S29–47.
- Griliches, Z. und J. Mairesse (1983), Comparing productivity growth: An exploration of French and U.S. industrial and firm data, *European Economic Review* 21, 89–119.

- Griliches, Z. und J. Mairesse (1998), Production functions: the search for identification, in: Steinar Strom (ed.), *Econometrics and economic theory in the twentieth century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, New York: Cambridge University Press, 169–203.
- Griliches, Z. und H. Regev (1998), An econometric evaluation of high-tech policy in Israel, Paper presented at the ATP-conference in Washington DC.
- Hagen, T. und V. Steiner (2000), *Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung von Arbeit*, Baden-Baden.
- Haid, A. and J. Weigand (2001), R&D, liquidity constraints, and corporate governance, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 221(2), 145–167.
- Hagedoorn, J., A.N. Link und N.S. Vonortas (2000), Research partnerships, *Research Policy*, 29, 567–586.
- Hall, B.H. (1990), The manufacturing sector master file: 1959–1987, *NBER Working Paper Series* No. 3366, Cambridge, MA.
- Hall, B.H. (1996), The private and social returns to research and development, in B.L.R. Smith und C.E. Barfield (Hrsg.), *Technology, R&D, and the Economy*, Washington D.C.
- Hall, B.H. (2000), Innovation and market value, in: R. Barrell, G. Mason and M. O'Mahony (eds.), *Productivity, Innovation, and Economic Performance*, Cambridge.
- Hall, B.H. (2002), The financing of research and development, *Oxford Review of Economic Policy* 18(1), 35–51.
- Hall, B.H., A. Jaffee und M. Trajtenberg (2001), Market value and patent citations: A first look, Working Paper No. E01–403, University of California at Berkeley.
- Hall, B.H. und J. van Reenen (2000), How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence, *Research Policy* 29, 449–469.
- Harhoff, D. (1998), Are there financing constraints for R&D and investment in German manufacturing firms?, *Annales D'économie et de Statistique*, 49/50, 421–456.
- Hausman, J. (2001), Microeconometrics, *Journal of Econometrics* 100, 33–35.
- Hausman, J.A. und D.A. Wise (1985), *Social experimentation*, Chicago: University of Chicago Press for National Bureau of Economic Research.

- Heckman, J.J. (1974), Shadow prices, market wages and labor supply, *Econometrica* 42, 679–694.
- Heckman, J.J. (1976), The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models, *Annals of Economic and Social Measurement* 5, 475–492.
- Heckman, J.J. (1979), Sample selection bias as a specification error, *Econometrica* 47, 153–161.
- Heckman, J.J. (1990), Varieties of selection bias, *American Economic Review* 80, 313–318.
- Heckman, J.J. und V.J. Hotz (1989), Choosing among non-experimental methods for the estimating the impact of social programs: The case of manpower training, *Journal of the American Statistical Association* 84, 862–880.
- Heckman, J.J., H. Ichimura, J. Smith und P. Todd (1996), *Characterizing selection bias using experimental data*, mimeo, revised version is published in *Econometrica* 66, 1017–1098.
- Heckman, J.J., H. Ichimura und P. Todd (1997), Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program, *Review of Economic Studies* 64(4), 605–654.
- Heckman, J.J., H. Ichimura und P. Todd (1998), Matching as an econometric evaluation estimator, *Review of Economic Studies* 65(2), 261–294.
- Heckman, J.J., R.J. Lalonde und J.A. Smith (1999), The economics and econometrics of active labor market programs, in: A. Ashenfelter und D. Card (Hrsg.), *Handbook of labor economics* 3, Amsterdam, 1866–2097.
- Heckman, J.J. und R. Robb (1985), Alternative methods for evaluating the impact of interventions, in: J.J. Heckman und B. Singer (Hrsg.), *Longitudinal Analysis of Labour Market Data*, New York: Wiley, 156–245.
- Heckman, J.J. und R. Robb (1986), Alternative methods for solving the problem of selection bias in evaluating the impact of treatments on outcomes, in: H. Wainer (Hrsg.), *Drawing Inferences from Self-Selected Samples*, Berlin: Springer Verlag.
- Heckman, J.J., J. Smith und N. Clements (1997), Making the most out of program evaluations and social experiments: accounting for heterogeneity in program impacts, *Review of Economic Studies* 64, 487–536.

- Heckman, J.J. und E. Vytlačil (1999), Local instrumental variables and latent variables models for identifying and bounding treatment effects, *Proceedings of the National Academy of Sciences USA* 96, 4730–4734.
- Heckman, J.J. und E. Vytlačil (2000a), Local instrumental variables, in: C. Hsiao, K. Morimune und J. Powell (Hrsg.), *Nonlinear statistical inference: Essays in honor of Takeshi Amemiya*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Heckman, J.J. und E. Vytlačil (2000b), The relationship between treatment parameters within a latent variable framework, *Economics Letters* 66, 33–39.
- Hempell, T. (2003), Innovation im Dienstleistungssektor, in: N. Janz und G. Licht (Hrsg.), *Innovationsforschung heute*, S. 149–184.
- Hinloopen, J. (1997), Subsidizing cooperative and noncooperative R&D in duopoly with spillovers, *Journal of Economics* 66, 151–175.
- Hinloopen, J. (2000), Subsidizing cooperative and noncooperative R&D: an equivalence result?, *Economics of Innovation and New Technology* 9, 317–329.
- Hitchens, D.M.W.N., K. Wagner und J.E. Birnie (1993), *East German productivity and the transition to the New Economy — Comparisons with West Germany and Northern Ireland*, Aldershot: Avebury.
- Holemans, B. und L. Sleuwaegen (1988), Innovation expenditures and the role of government in Belgium, *Research Policy* 17, 375–379.
- Honoré, B.E. (1993), Orthogonality conditions for Tobit models with fixed effects and lagged dependent variables, *Journal of Econometrics* 59, 35–61.
- Horowitz, J.L. (2001), The bootstrap, in: J.J. Heckman und E. Leamer (Hrsg.), *Handbook of econometrics* 5, 3159–3228.
- Hughes-Hallett, A., Y. Ma und J. Mélitz (1996), Unification and the policy predicament in Germany, *Economic Modelling* 13, 519–544.
- Hujer, R., K.O. Maurer und M. Wellner (1997), The impact of training on unemployment duration in West Germany, Johann Wolfgang Goethe Universität, Discussion Paper 74, Frankfurt.
- Hussinger, K. (2003), R&D and subsidies at the firm level: an application of parametric and semi-parametric two-step selection models, ZEW Discussion Paper 03–63, Mannheim.
- Imbens, G. und J. Angrist (1994), Identification and estimation of local average treatment effects, *Econometrica* 62, 467–475.

- Irwin, D. und P. Klenow (1996), High-tech subsidies — estimating the effects of SEMATECH, *Journal of International Economics* 40, 323–344.
- Janz, N. (1997), *Ökonometrische Panelanalysen des Investitionsverhaltens deutscher Aktiengesellschaften — Analyse von Eulergleichungsmodellen mit robusten verallgemeinerten Momentenmethoden*, Baden–Baden.
- Janz, N., G. Ebling, S. Gottschalk und H. Niggemann (2001), “The Mannheim Innovation Panels (MIP and MIP–S) of the Centre for European Economic Research,” *Schmollers Jahrbuch – Journal of Applied Social Science Studies* 121, 123–129.
- Janz, N. und G. Licht (Hrsg.) (1999), *Innovationsaktivitäten in der deutschen Wirtschaft*, ZEW–Wirtschaftsanalysen 41, Baden–Baden: Nomos.
- Janz, N. und G. Licht (Hrsg.) (2003), *Innovationsforschung heute*, ZEW–Wirtschaftsanalysen 63, Baden–Baden: Nomos.
- Kamien, M., E. Muller und I. Zang (1992), Research joint ventures and R&D cartels, *American Economic Review* 82(5), 1293–1306.
- Klette, T.J., J. Møen und Z. Griliches (2000), Do subsidies to commercial R&D reduce market failures? Microeconomic evaluation studies, *Research Policy* 29, 471–495.
- Klodt, H. (1995), *Grundlagen der Forschungs- und Technologiepolitik*, München.
- Klodt, H. (2000), Industrial policy and the East German productivity puzzle, *German Economic Review*, 1(3), 315–333.
- König, H. und G. Licht (1995), Patents, R&D and innovation: Evidence from the Mannheim Innovation Panel, *ifo Studien* 41, 521–543.
- Kraft, K. (1989), Market structure, firm characteristics and innovative activity, *Journal of Industrial Economics* 37(3), 329–336.
- Lach, S. (2002), Do R&D subsidies stimulate or displace private R&D? Evidence from Israel, *Journal of Industrial Economics* 50(4), 369–390.
- LaLonde, R.J. (1986), Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data, *American Economic Review* 76, 604–619.
- Lechner, M. (1998), *Training the East German labour force: microeconomic evaluations of continuous vocational training after unification*, Heidelberg.
- Lechner, M. (1999), Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in East Germany after unification, *Journal of Business and Economic Statistics* 17, 74–90.

- Lee, T. und L.L. Wilde (1980), Market structure and innovation: a reformulation, *Quarterly Journal of Economics* 94(2), 429–436.
- Lerner, J. (1999), The government as venture capitalist: the long-run impact of the SBIR program, *Journal of Business* 72(3), 285–318.
- Leung, S.F. und S. Yu (1996), On the choice between sample selection models subject to Tobit-type selection rules, *Journal of Econometrics* 72, 107–128.
- Levin, R.C., A.K. Klevorick, R.R. Nelson und S.G. Winter (1987), Appropriating the returns from industrial research and development, *Brookings Papers on Economic Activity* 3/1987, 783–820.
- Lichtenberg, F. (1984), The relationship between federal contract R&D and company R&D, *American Economic Review* 74, 73–78.
- Loury, G.C. (1979), Market structure and innovation, *Quarterly Journal of Economics* 93(3), 395–410.
- Mansfield, E., M. Schwartz und S. Wagner (1981), Imitation costs and patents: an empirical study, *The Economic Journal* 91, 907–918.
- Maddala, G.S. (1983), *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge.
- Martin, S. (2002), *Advanced industrial economics*, 2. Auflage, Malden, MA.
- Nawata, K. (1993), A note on the estimation of models with sample selection biases, *Economics Letters* 42, 15–24.
- Nelson, R.R. (1959), The simple economics of basic scientific research, *Journal of Political Economy* 49, 297–306.
- Newey, W.K. (1999), Two-step series estimation of sample selection models, MIT Working Papers No. 99-04, Cambridge.
- OECD (1994), *The measurement of scientific and technological activities — Using patent data as science and technology indicators: patent manual 1994*, Paris.
- OECD (2002), Tax incentives for research and development: trends and issues, June 2002, Paris.
- Pagan, A. und A. Ullah (1999), *Nonparametric econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- van Pottelsberghe, B., und eine unabhängige Expertengruppe (2003), Improving the effectiveness of fiscal measures to stimulate private investment in research, Brüssel.

- Puhani, P. (2000), The Heckman correction for sample selection bias and its critique, *Journal of Economic Surveys* 14, 53–68.
- Quehenberger, M. (2000), Ten years after: Eastern Germany's convergence at a halt?, *EIB Papers* 5(1), 117–133.
- Ragnitz, J. (1997), Zur Produktivitätslücke in Ostdeutschland, *Wirtschaft im Wandel* 7/1997, 3–4.
- Ragnitz, J. (1999), Warum ist die Produktivität ostdeutscher Unternehmen so gering? Erklärungsansätze und Schlussfolgerungen für den Konvergenzprozess, *Konjunkturpolitik* 45(3), 165–187.
- Ragnitz, J. (2000), Die Zukunft der Ost-Förderung, *Wirtschaftsdienst* 2000/IV, 225–229.
- Rammer, C. G. Ebling, S. Gottschalk, N. Janz, B. Peters und T. Schmidt (2003), Innovationsverhalten der deutschen Wirtschaft — Indikatorenbericht zur Innovationserhebung 2002, Mannheim.
- Ravenscraft, D.J. (1983), Structure–profit relationships at the line of business and industry level, *Review of Economics and Statistics* 65, 22–31.
- Robinson, P.M. (1988), Root–N–consistent semiparametric regression, *Econometrica* 56(4), 931–954.
- Rosenbaum, P.R. und D.B. Rubin (1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika* 70, 41–55.
- Rothfels, J. (1997), Die ostdeutsche Wirtschaftsstruktur und die Produktivitätslücke, *Wirtschaft im Wandel* 13/1997, 15–19.
- Roy, A.D. (1951), Some thoughts on the distribution of earnings, *Oxford Economic Papers* 3, 135–146.
- Rubin, D.B. (1974), Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies, *Journal of Educational Psychology* 66, 688–701.
- Rubin, D.B. (1977), Assignment to treatment group on the basis of a covariate, *Journal of Educational Statistics* 2, 1–26.
- Schmidt, C.M. (1999), *Knowing what works: the case for rigorous program evaluation*, IZA Discussion Paper No. 77, Bonn.
- Schmoch, U., G. Licht und M. Reinhard (Hrsg.) (2000), *Wissens- und Technologietransfer in Deutschland*, Stuttgart: Fraunhofer IRB Verlag.
- Schumpeter, J.A. (1934), *The theory of economic development*, Cambridge.

- Schumpeter, J.A. (1942), *Capitalism, socialism and democracy*, New York.
- Silverman, B.W. (1986), *Density estimation for statistics and data analysis*, London.
- Sinn, G. und H.W. Sinn (1991), *Kaltstart*, Tübingen: Mohr.
- Sinn, H.W. (2003), The laggard of Europe, *CESifo Forum* 4, Special Issue No. 1.
- Smolny, W. (2002), Produktivitätsanpassung in Ostdeutschland: Bestandsaufnahme und Ansatzpunkte einer Erklärung, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223(2), 239–254.
- Spielkamp, A., G. Becher, M. Beise, J. Felder, A. Fier, R. Kowalski, W. Meske, S. Ransch, W. Ruprecht und R. Schüssler (1998), *Industrielle Forschung und Entwicklung in Ostdeutschland*, ZEW Wirtschaftsanalysen 29, Baden-Baden: Nomos.
- Stadtman, G. (1998), *Einflussfaktoren auf die Anreizwirkung des Patentschutzes zur Durchführung von Forschung und Entwicklung*, Aachen.
- Statistisches Bundesamt (verschiedene Jahrgänge), Fachserie 4, Reihe 4.1.2, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (verschiedene Jahrgänge), Fachserie 4, Reihe 4.2.1, Wiesbaden.
- Steiner, V. und T. Hagen (2002), Was kann die aktive Arbeitsmarktpolitik in Deutschland aus der Evaluationsforschung in anderen europäischen Ländern lernen?, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 3(2), 189–206.
- Stiglitz, J.E. und A. Weiss (1981), Credit rationing in markets with imperfect information, *The American Economic Review* 71, 393–410.
- Verbeek, M. (2000), *A guide to modern econometrics*, Chichester.
- Volkskammer der Deutschen Demokratischen Republik (1990), Gesetz zur Privatisierung und Reorganisation des volkseigenen Vermögens (Treuhandgesetz) vom 17. Juni 1990, Gesetzblatt Teil I Nr. 33, Ausgabetag: 22. Juni 1990.
- Wallsten, S.J. (2000), The effects of government–industry R&D programs on private R&D: the case of the Small Business Innovation Research Programm, *RAND Journal of Economics* 31(1), 82–100.
- Williamson, O.E. (1988), Corporate finance and corporate governance, *Journal of Finance* 43, 567–591.

Wissenschaftsstatistik GmbH im Stifterverband für die deutsche Wissenschaft
(Hrsg.) (1999), *FuE-Datenreport 1999 — Forschung und Entwicklung in
der Wirtschaft 1997–1999*, Essen.

Eidesstattliche Erklärung

Ich versichere an Eidesstatt durch meine Unterschrift, dass ich die vorstehende Arbeit selbständig und ohne fremde Hilfe angefertigt habe und alle Stellen, die ich wörtlich oder annähernd wörtlich aus anderen Veröffentlichungen entnommen habe, als solche kenntlich gemacht habe, mich auch keiner anderen als der angegebenen Literatur oder sonstigen Hilfsmittel bedient habe. Die Arbeit hat in dieser oder ähnlicher Form noch keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegen.

Mannheim, 9. Januar 2004

Dirk Czarnitzki